

Kecekapan Teknikal Pertanian Padi dan Faktor Penentu: Model Pengeluaran Sempadan Stokastik

Technical Efficiency of Paddy Farming and Its Determinants: A Stochastic Frontier Production Model

Nurul Syafiza Che Nan
Universiti Kebangsaan Malaysia

Basri Abdul Talib
Universiti Kebangsaan Malaysia

Norlida Hanim Mohd Salleh
Universiti Kebangsaan Malaysia

Norshamliza Chamhuri
Universiti Kebangsaan Malaysia

ABSTRAK

Kajian ini menganalisis tahap kecekapan teknikal pertanian padi. Kajian ini menggunakan persampelan rawak berstrata 285 orang petani padi Malaysia di bawah pengurusan Lembaga Kemajuan Pertanian Muda.. Data telah dianalisis dengan menggunakan kaedah Kuasa Dua Terkecil dan Analisis Sempadan Stokastik dalam fungsi pengeluaran Cobb-Douglas. Kami menganggarkan kecekapan teknikal pertanian padi dan faktor penentu. Keputusan kajian menunjukkan bahawa model Cobb-Douglas taburan half-normal adalah lebih baik daripada truncated normal dengan purata kecekapan teknikal adalah 0.855 lebih tinggi daripada 0.624. Walaupun pendapatan padi, pendapatan isi rumah dan kos operasi membantu meningkatkan kecekapan, keluasan tanaman, bilangan buruh dan sewa tanah adalah dikaitkan dengan penurunan kecekapan. Hubungan input-output telah menunjukkan keluasan tanaman, bilangan buruh, benih dan jentera yang digunakan meningkatkan output. Kajian ini mencadangkan polisi dengan memastikan kos input yang produktif iaitu kos jentera dan sewa tanah adalah mampu dimiliki oleh petani. Tambahan lagi, polisi ini juga dapat meningkatkan pendapatan padi melalui harga yang lebih baik untuk output mereka dan mengurangkan ketidakcekapan teknikal dalam pengeluaran padi.

Kata kunci: Fungsi pengeluaran Cobb-Douglas, andaian pengagihan, kecekapan teknikal, penanaman padi

ABSTRACT

This study analyzes the level of technical efficiency of paddy farming. It based on stratified random sampling of 285 Malaysian paddy farmers under the management of the Muda Agricultural Development Authority. Data was analyzed using Ordinary Least Squares and Stochastic Frontier Analysis method in the Cobb-Douglas production function. We estimated the paddy farming technical efficiency and its determinants. The results indicate that the Cobb-Douglas model with distribution of half-normal is better than the truncated normal as the average technical efficiency of the former is 0.855 and relatively higher than 0.624 in the latter. While the paddy income, the household income and the operational costs help to improve efficiency, the cultivation size, number of workers and land rent are associated with deterioration in efficiency. The input-output relationship further show that the cultivation size, number of workers, seeds and machinery used improve the output.. The study in consequence recommended policies that will ensure the cost of productive inputs such as machinery cost and land rent are affordable to farmers. Moreover, these policies may also improve households' income through better pricing for their outputs and reduction in technical inefficiencies in paddy production.

Keywords: Cobb-Douglas production function; distributional assumptions; technical efficiency; paddy cultivation
JEL: C01, C83, C87, D24, Q12, Q18

Received 22 April 2021; Revised 30 August 2021; Accepted 23 November 2021; Available online 27 December 2021



PENDAHULUAN

Padi merupakan tanaman terbesar selain buah-buahan, sayur-sayuran, tanaman kontan, herba dan rempah ratus serta tanaman industri. Pada tahun 2018, pengeluaran padi di Malaysia adalah sebanyak 2,640,000 tan metrik manakala tanaman lain seperti buah-buahan, sayur-sayuran, tanaman kontan, herba dan rempah ratus serta tanaman industri masing-masing sebanyak 1,540,000 tan metrik, 998,000 tan metrik, 215,000 tan metrik, 68,000 tan metrik, dan 594,000 tan metrik (Perangkaan Agromakanan 2018).

Bagi kes pengeluaran beras, buruh iaitu petani memainkan peranan penting untuk mengeluarkan kecukupan beras kepada penggunaan Negara. Kesan daripada pertambahan populasi, penggunaan beras semakin meningkat dari tahun ke tahun. Pada tahun 2010 sehingga tahun 2020, penggunaan beras tempatan telah meningkat dari 2,690,000 tan metrik kepada 2,800,000 tan metrik (*Malaysia Milled Rice Domestic Consumption by Year 2020*) sekaligus meningkatkan import beras dan hasilnya. Hal ini bermakna pengeluaran Malaysia masih tidak mencukupi dan perlu ditampung oleh import.

Dari aspek negeri pengeluar, Kedah masih merupakan penyumbang terbesar dalam pengeluaran padi di Malaysia terutamanya di kawasan jelapang padi iaitu di Lembaga Kemajuan Pertanian Muda (MADA). Walaubagaimanapun, kawasan jelapang padi lain seperti di negeri Kelantan, Selangor, Pulau Pinang, Perak, Terengganu, Pahang, Sabah dan Sarawak turut menyumbang kepada pengeluaran padi di Malaysia. Kawasan jelapang padi tersebut adalah Lembaga Kemajuan Pertanian Kemubu (KADA), Kawasan Pertanian Bersepadu (IADA) seperti Kerian, Barat Laut Selangor (BLS), Pulau Pinang, Seberang Perak, Terengganu Utara (KETARA) dan Kemasin Semarak. Selepas Rancangan Malaysia ke-10 (RMK-10), empat kawasan IADA dibangunkan iaitu Pekan dan Rompin di Pahang, Batang Lupar di Sarawak dan Kota Belud di Sabah. Secara keseluruhannya, terdapat dua belas kawasan jelapang padi di seluruh Malaysia.

Pada tahun 2018, purata hasil tertinggi di kawasan jelapang padi adalah di IADA KETARA iaitu sebanyak 5,349 kilogram (kg) per hektar diikuti IADA Pulau Pinang, MADA dan BLS di mana masing-masing sebanyak, 5,228, 5,111 dan 4,731 kg per hektar. Seterusnya, purata hasil padi di KADA, IADA Kemasik Semarak, Kerian dan Seberang Perak adalah sebanyak 4,695, 4,079, 3,957 dan 3,417 kg per hektar. Manakala, kawasan jelapang padi yang mempunyai purata hasil yang rendah adalah di Kota Belud, Rompin, Pekan, dan Batang Lupar di mana sebanyak 3,112, 2,910, 2,673 dan 2,492 kg per hektar (Perangkaan Agromakanan 2018). Didapati bahawa, MADA masih tidak mencapai sasaran purata hasil padi kasar dan bersih bagi keseluruhan MADA iaitu 8,100 dan 6,500 kg per hektar (Perangkaan

MADA 2014). Oleh itu, pengeluaran padi di Malaysia masih boleh ditingkatkan dengan peningkatan dalam kecekapan teknikal dengan adaptasi kemajuan teknologi dan kemajuan penyelidikan dan pembangunan yang sedia ada terutamanya di kawasan jelapang padi di Kedah.

Tidak terdapat kajian emperikal yang menggunakan perbandingan model sempadan stokastik dengan dua andaian pengagihan iaitu *half-normal* dan *truncated normal* terhadap petani padi di MADA dan di Semenanjung Malaysia. Antaranya, Lira Mailena et al. (2014) dan Ghee-Tahean et al. (2012) membuat perbandingan dua model dalam penentuan kecekapan teknikal iaitu Cobb-Douglas dan Translog sempadan stokastik bagi taburan *half-normal* di mana purata kecekapan teknikal menunjukkan 0.858 dan 0.854. Purata kecekapan teknikal bagi kedua-dua kajian ini dikategorikan sebagai tahap kecekapan teknikal cekap. Selain itu, Lira Mailena et al. (2014) dan Ghee-Tahean et al. (2012) mengkaji keanjalan input-output seperti input keluasan tanaman, perbelanjaan baja, perbelanjaan benih dan bilangan buruh. Kajian Ghee-Tahean et al. (2012) dan Lira Mailena et al. (2014) menyatakan bahawa faktor-faktor mempengaruhi kecekapan teknikal pengeluaran padi adalah input-input seperti perbelanjaan benih, baja, racun serangga dan tanah. Manakala, faktor-faktor yang mengurangkan ketidakcekapan teknikal padi adalah seminar yang diikuti oleh petani, pendidikan dan akses kepada kredit. Kedua-dua kajian ini merumuskan bahawa dengan menghadiri seminar atau bengkel, akses kepada kredit serta pendidikan di kalangan petani memainkan peranan penting untuk meningkatkan tahap kecekapan pertanian.

Walaupun bagaimanapun, faktor lain iaitu input seperti kos jentera yang telah dikeluarkan oleh petani perlu diambilkira dalam analisis kecekapan teknikal kerana kos jentera memerlukan kos yang tinggi dalam aktiviti pertanian dan merupakan kos tertinggi berbanding kos baja, racun, benih dan buruh. Kos jentera terdiri daripada kos traktor untuk membajak, kos jentuai dan kos pengangkutan iaitu lori. Pengukuran kecekapan dalam pertanian sering menggunakan perisian Frontier 4.1 dan Data Envelopment Analysis (DEA) bagi analisis parametrik dan nonparametrik. Terdapat beberapa kajian lepas telah menggunakan perisian STATA 14.1 untuk Analisis Sempadan Stokastik dalam pertanian dengan menggunakan data keratan rentas seperti Rahman dan Kamrul Hassan (2008), Belotti dan Llardi (2012), Rajendran et al. (2015) dan Tabe-Ojong dan Molua (2017). Perisian ini sangat ketekalan (*robust*) dan fleksibel di mana dapat dianggarkan kedua-duanya sekali iaitu pengeluaran dan fungsi kos. Oleh itu, kajian ini menggunakan pendekatan model pengeluaran sempadan stokastik dengan dua andaian pengagihan untuk menganalisis tahap kecekapan teknikal dan penentu kepada ketidakcekapan teknikal pengeluaran padi di MADA dengan menggunakan perisian

ekonometrik iaitu STATA 14.1. Seterusnya, rangka perbincangan kajian ini diikuti dengan kajian literatur, kerangka teori, model emperikal, hasil emperikal dan perbincangan serta kesimpulan.

KAJIAN LITERATUR

Komoditi beras adalah sangat penting bagi kebanyakan negara seluruh dunia terutamanya di Malaysia di mana beras dijadikan sebagai makanan utama populasi di Malaysia. Selain itu, kepentingan beras juga menyebabkan ramai penyelidik melakukan kajian berkaitan beras dan pengeluaran beras sebagai penyelidikan akademik. Terdapat pelbagai objektif, model dan kaedah yang telah dilaksanakan oleh penyelidik pelbagai negara berkaitan tahap kecekapan pengeluaran dan penentu ketidakcekapan teknikal pengeluaran tanaman pertanian terutamanya padi. Bahagian ini merangkumi gambaran ringkas dapatan kajian terdahulu dalam analisis tahap kecekapan pengeluaran dan penentu ketidakcekapan teknikal tanaman pertanian khususnya tanaman padi.

Keluasan tanaman, benih dan buruh merupakan faktor penting dalam proses pengeluaran dan peningkatan output pertanian terutamanya tanaman padi. Bagi kajian kecekapan pengeluaran pertanian, purata tahap kecekapan teknikal isi rumah petani di negara sedang membangun Ethiopia adalah 59% di mana dipengaruhi oleh input keluasan tanaman, benih dan buruh secara positif dan signifikan (Tenaya 2020). Begitu juga kajian Lema et al. (2017) di mana input keluasan tanaman, benih dan buruh mempengaruhi pengeluaran padi secara positif dan signifikan di daerah Fogera Ethiopia dengan kecekapan teknikal sebanyak 77.2%. Kajian ini disokong oleh Nguyen et al. (2019), Meenasulochani et al. (2018) serta Abdulai et al. (2018) di mana keluasan tanaman padi yang besar memberi kesan positif kepada pengeluaran padi. Tambahan lagi, Ali dan Mazumber (2019) dan Mishra et al. (2017) mendapati input benih dan buruh berhubungan positif dengan pengeluaran padi. Namun, kajian Pradhan dan Mukherjee (2018) terhadap 8,659 orang isi rumah petani di India menyatakan hubungan keluasan tanaman dengan pengeluaran pertanian adalah negatif. Seterusnya, Vasanthi et al. (2017) menjelaskan input buruh memberi kesan negatif kepada pengeluaran padi.

Selanjutnya, kajian Kea et al. (2016) terhadap 25 wilayah Cambodia dari tahun 2012 hingga 2015 menunjukkan input jentera berhubungan positif dan signifikan terhadap pengeluaran padi. Khanal dan Regmi (2017) pula menyatakan lembu jantan dan jentera memberi kesan positif dan signifikan terhadap pengeluaran padi bagi 280 orang isi rumah daripada 12 kampung di Barat Java, Java Tengah dan Barat Nusa Tenggara Indonesia. Selain itu, bagi tanaman lain seperti bijian juga menunjukkan pemboleh ubah

input jentera memberi kesan positif dan signifikan terhadap pengeluaran bijian (Shi et al. 2018; Liu et al. 2019). Namun, bagi kajian Meenasulochani et al. (2018) terhadap 120 isi rumah petani padi di daerah Nagapattinam, Tamil Nadu menunjukkan penggunaan jentera berhubungan negatif dan signifikan terhadap pengeluaran padi.

Penentu ketidakcekapan teknikal terutamanya sosioekonomi petani merupakan faktor penting mempengaruhi ketidakcekapan teknikal seperti umur, pengalaman, pendidikan, pendapatan dari padi, pendapatan isi rumah, pekerjaan utama, pendapatan sampingan, sewa tanah dan sebagainya. Pemboleh ubah sosioekonomi iaitu umur petani mempengaruhi ketidakcekapan teknikal pengeluaran padi secara negatif dan signifikan (Ayuba et al. 2020; Kazeem 2020; Khotmah et al. 2019; Lema et al. 2017). Manakala, Vasanthi et al. (2017) menyatakan umur berhubungan positif dan signifikan terhadap ketidakcekapan pengeluaran padi. Seterusnya, Ayuba et al. (2020) dan Omondi dan Shikuku (2013) menyatakan tahap pendapatan isi rumah petani adalah signifikan dalam mengurangkan ketidakcekapan teknikal. Sebaliknya bagi petani bukan di bawah Program Peminjam Anchor (ABP) adalah berhubungan positif dengan ketidakcekapan teknikal (Ayuba et al. 2020). Selain itu, kajian Guliyev et al. (2019) menjelaskan pendapatan tanaman pengkhususan iaitu proksi kepada pendapatan tanaman utama pertanian iaitu kacang hazel dapat mengurangkan ketidakcekapan teknikal pengeluaran. Khanal dan Regmi (2017) menyatakan pendapatan dari luar tanaman padi berhubungan negatif dan signifikan dengan ketidakcekapan teknikal pengeluaran padi. Namun, Ali dan Mazumber (2019) menyatakan pekerjaan alternatif dapat meningkatkan ketidakcekapan teknikal pengeluaran padi bagi 142 orang petani padi di daerah Barpeta Assam.

Guliyev et al. (2019) dan Gebremariam et al. (2019) menyatakan keluasan tanaman juga menentukan ketidakcekapan pengeluaran kacang hazel dan bawang merah di mana, keluasan tanaman berskala besar dapat mengurangkan ketidakcekapan teknikal. Sebaliknya, bagi tanaman padi, kajian Khotmah et al. (2019), Pedroso et al. (2018) dan Rana dan Bapari (2018) menyatakan, keluasan tanaman padi yang berskala besar akan meningkatkan ketidakcekapan teknikal pengeluaran padi. Shi et al. (2018) menyatakan sewa tanah mempunyai hubungan negatif dan signifikan dengan ketidakcekapan teknikal pengeluaran tanaman bijian dengan menggunakan model Kecekapan Teknikal Pemboleh ubah-Instrumental (TEIV). Manakala, sewa tanah mempunyai hubungan positif dan signifikan dengan ketidakcekapan teknikal pengeluaran tanaman bijian dengan menggunakan model Kecekapan Teknikal Penganggar Kuasa Dua Terkecil (TEOLS).

Oleh itu, berdasarkan kajian yang telah dilakukan oleh penyelidik terdahulu, kajian ini menganalisis

tahap kecekapan teknikal pengeluaran padi dan penentu ketidakcekapan teknikal pengeluaran padi di MADA iaitu menggunakan pendekatan model Pengeluaran Sempadan Stokastik dengan dua andaian pengagihan iaitu *half-normal* dan *truncated normal*.

TEORI EMPERIKAL

Teori pengeluaran dalam ekonomi menyediakan kerangka analisis bagi kebanyakan penyelidikan empirikal terhadap produktiviti dan kecekapan (Malinga et al. 2015). Kumbhakar et al. (2015) menjelaskan proses pengeluaran merupakan satu transformasi input seperti buruh, bahan mentah dan model kepada satu bentuk unit atau perkhidmatan. Seterusnya, produktiviti dalam pertanian dijelaskan sebagai nisbah indeks bagi nilai jumlah output petani terhadap jumlah input yang digunakan oleh petani dalam pengeluaran ladang di mana peningkatan dalam produktiviti akan menyumbang kepada kesejahteraan ekonomi secara keseluruhan. Terdapat satu daripada tiga kekuatan yang menyumbang kepada peningkatan output ladang antaranya, akan mendapat hasil dari peningkatan kuantiti input tanpa mengubah output per unit input, hasil dari peningkatan produktiviti input dengan tidak berubah atau mengurangkan kuantiti input dan mendapat hasil daripada gabungan input dan produktiviti (Olayide dan Heady 1982).

Seterusnya, pengukuran kecekapan dibezakan kepada dua komponen iaitu kecekapan teknikal dan kecekapan harga (*allocative efficiency*) (Farrel 1957). Manakala, Aigner et al. (1977) menjelaskan kecekapan teknikal dalam pengeluaran merujuk kepada kemampuan petani mengeluarkan output maksimum dalam fungsi pengeluaran dan bergantung kepada kuantiti dan teknologi yang digunakan. Walaupun dua istilah yang diterangkan oleh Farrel (1957) iaitu kecekapan teknikal dan *allocative efficiency* boleh diterima pakai, kesemua keuntungan yang diperolehi boleh dipertikaikan kerana hanya meningkatkan pengurusan. Istilah kedua iaitu, kecekapan harga (*allocative efficiency*) merujuk kepada kemampuan firma untuk menggunakan input perkadaran optima, diberikan harga masing-masing dan teknologi pengeluaran. Kedua-dua istilah pengukuran ini digabungkan untuk menghasilkan jumlah kecekapan ekonomi. Farrel (1957) menjelaskan secara keseluruhannya kecekapan adalah produk kesederhanaan bagi kecekapan teknikal dan kecekapan harga.

Terdapat dua kaedah yang telah digunakan untuk pengukuran kecekapan iaitu kaedah nonparametrik atau *non-frontier* dan parametrik iaitu *Data Envelopment Analysis* (DEA) dan Sempadan Stokastik (SFA) di mana kedua-dua kaedah ini melibatkan kaedah pengaturcara matematik dan ekonometrik (Lovell 1993; Farrel 1957; Linh 2012). Pengukuran ini juga mempunyai kebaikan

dan kelemahan tersendiri di mana DEA merupakan salah satu kaedah pengaturcara nonparametrik linear (Paul et al. 2020). Namun, kaedah SFA diterima untuk jumlah sampel yang besar dengan ratusan pemerhatian di mana ujian hipotesis bagi pengukuran kecekapan dapat dilakukan. Selain itu, SFA dapat memberi kelebihan kepada bentuk fungsi pengeluaran untuk dianalisis dan sesuai untuk kajian proses pengeluaran terutamanya sektor pertanian (Nguyen et al. 2019). Kaedah nonparametrik mengandaikan tidak ada bentuk tetap untuk sempadan di mana merupakan kelemahan dalam model (Ali dan Byerlee 1991). Selain itu Linh (2012) menyatakan DEA merupakan pendekatan deterministik, keadaan ini akan menyebabkan sensitif terhadap ukuran ralat (*error*) dan variasi yang tidak diketahui (*noises*). Begitu juga penjelasan Kavoi et al. (2016), pendekatan ini tidak mampu menganggar parameter model dan hanya membenarkan pengujian hipotesis bagi kesesuaian model. Selain itu, pendekatan ini tidak mengasingkan secara spesifik skor kecekapan dari variasi yang tidak diketahui (*noise*). Berbanding dengan pendekatan stokastik di mana mudah untuk mengukur dan menjelaskan secara konsisten terhadap kajian kecekapan pengeluaran pertanian dan mendapat variasi sempadan kerana kesan rawak dan kecekapan teknikal (Ali dan Byerlee 1991; Duvel et al. 2003; Abdulai dan Tietje 2007; Asogwa et al. 2011; Rajendran 2014). Selain itu, Koopmans (1951) juga menjelaskan bahawa kecekapan teknikal dimaksudkan sebagai maksimum output dihasilkan daripada set input dengan teknologi yang dikeluarkan oleh petani. Oleh itu, menggunakan sumber-sumber merupakan faktor penting dalam proses pengeluaran pertanian di mana kecekapan memainkan peranan penting dalam memaksimumkan output dengan diberi set input dan teknologi, sekaligus menghasilkan peningkatan pendapatan kepada petani.

Kecekapan teknikal diukur menggunakan Cobb-Douglas Fungsi Sempadan Stokastik (SFA) di mana berasal dari Debreu (1951) dan dilanjutkan oleh Farrell (1957), Aigner et al. (1977) dan Meeusen dan Broeck (1977). Melalui kaedah ini, output atau kos diandaikan sebagai fungsi input, ketidakcekapan dan ralat rawak. Seterusnya, kekuatan kaedah ini iaitu pendekatan fungsi sempadan stokastik (SFA) adalah menggabungkan ralat stokastik dan membenarkan pengujian hipotesis (Linh 2012). Fadzima (2016) menyatakan SFA berdasarkan Penganggar Kuasa Dua Terkecil (OLS), Jumlah Faktor Produktiviti (TFP) dan Analisis Sempadan Stokastik (SFA).

Kajian ini menggunakan kaedah model pengeluaran sempadan stokastik untuk menganggar kecekapan teknikal petani padi di MADA dengan menggunakan dua andaian pengagihan iaitu taburan *half-normal* dan *truncated normal*. Model pengeluaran sempadan stokastik menjelaskan dua sebab iaitu pengeluaran pertanian secara umum bergantung kepada keadaan cuaca dan kesan daripada kejutan yang perlu dinyatakan

dan diasingkan (Abebe 2014). Kedua adalah, model sempadan stokastik iaitu variasi yang tidak diketahui (*noise*) diasingkan dari skor kecekapan dan boleh diuji hipotesis apabila bentuk fungsi dinyatakan. Fungsi pengeluaran sempadan stokastik dicadangkan secara bebas oleh Aigner et al. (1977) dan Mueesen dan Broeck (1977). Model Sempadan Stokastik (SF) boleh dijelaskan secara umum seperti di bawah:

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 \ln x_i + v_i - u_i \quad (1)$$

Di mana $i = 1, 2, 3, \dots, n$, x_i = vektor kuantiti input petani ke- i . Y_i = output petani ke- i , β = vektor parameter yang akan dianggarkan. $v_i - u_i$ = komposit istilah ralat. v_i merupakan ralat secara rawak yang bukan di bawah kawalan petani, dengan andaian boleh menjadi *independently* and sebagai $N(0, \sigma_v^2)$. Manakala, u_i *independently* merupakan pemboleh ubah tidak negatif dengan ketidakcekapan teknikal yang sama dan taburan bebas sebagai *truncated normal* dengan *truncation* pada kosong taburan normal (Battese dan Coelli 1995). Kecekapan teknikal (TE) merujuk kepada kebolehan setiap petani mencapai output yang maksimum dengan input yang diberikan. Skor TE adalah terletak di antara 0 hingga 1. Ketidakekapan teknikal dalam fungsi ketidakcekapan SF boleh ditulis dalam bentuk seperti di bawah (Coelli and Battese 1996).

$$TE_i = \frac{Y_i}{f(X_i\beta) \exp(V_i)} = \exp(-U_i) \quad (2)$$

Kaedah penganggar *Maximum likelihood* (ML) akan digunakan dalam menganggarkan parameter persamaan model (1). Kaedah ini memberi kesan yang lebih memuaskan kerana ia lebih cepak, konstan dan varians ($v_i - u_i$) adalah konsisten berbanding dengan kaedah OLS. Kaedah ini akan memberikan parameter varians (σ_u^2 dan σ_v^2) dan gamma (γ) melalui fungsi *likelihood* di mana γ mempunyai nilai antara 0 dan 1 (Coelli 1996).

Terdapat dua spesifikasi model sempadan stokastik untuk anggaran model dengan andaian pengagihan parametrik terhadap V_i dan U_i iaitu taburan *half-normal* dan *truncated normal* (Kumbhakar et al. 2015). Dalam kajian ini telah diandaikan taburan U_i terhadap taburan *half-normal* dalam model Cobb-Douglas sempadan stokastik iaitu komponen ketidakcekapan U_i adalah diandaikan menjadi *half-normal*, $N(0, \sigma_u^2)$ di mana fungsi bagi U adalah:

$$f(u) = \frac{2}{\sqrt{2\pi\sigma_u}} \exp\left\{-\frac{U^2}{2\sigma_u^2}\right\} \quad u \geq 0$$

Seterusnya, bagi *truncated normal* dalam model Cobb-Douglas sempadan stokastik telah dicadangkan oleh Stevenson (1980) untuk U tidak semestinya kosong. Hal ini kerana taburan *half-normal* untuk ketidakcekapan komponen U menghadkan pengagihan $U = 0$. Fungsi *truncated normal* bagi pemboleh ubah rawak adalah seperti di bawah:

$$f(u) = \frac{2}{\sqrt{2\pi\sigma_u}} \exp\left\{-\frac{1}{2}\left(\frac{u-\mu}{\sigma_u}\right)^2\right\} \frac{1}{\Phi\left(\frac{\mu}{\sigma_u}\right)} \quad u \geq 0$$

Di mana $\Phi(\cdot)$ merupakan fungsi standard bagi taburan normal. Keadaan ini menunjukkan bahawa secara empirikal kecekapan teknikal adalah cenderung sensitif terhadap andaian pengagihan daripada V_i dan U_i .

MODEL EMPERIKAL

Tahap pertama dalam analisis kecekapan adalah menganggar Kuasa Dua Terkecil (OLS) di mana dilakukan terhadap fungsi pengeluaran Cobb-Douglas (CD). Selepas itu, Aigner et al. (1977) dan Meeusen dan Van Den Broeck (1977) juga mencadangkan model Pengeluaran Sempadan Stokastik bagi mengkaji faktor-faktor menentukan pengeluaran dan kecekapan padi di kawasan MADA. Bagi Analisis Sempadan Stokastik (SFA) iaitu kecekapan teknikal dan penentu ketidakcekapan teknikal dalam pengeluaran padi di MADA, fungsi pengeluaran Cobb-Douglas digunakan dengan menggunakan perisian ekonometrik iaitu STATA 14.1. Model Fungsi Pengeluaran Cobb-Douglas kajian ini adalah:

$$Y_i = \beta_0 X_{1i}^{\beta_1} X_{2i}^{\beta_2} X_{3i}^{\beta_3} X_{4i}^{\beta_4} e^{v_i - u_i} \quad (3)$$

Model SF CD di atas boleh ditukar dalam bentuk log-linear dinyatakan seperti berikut;

$$\ln Y_i = \beta_0 + \beta_1 \ln X_{1i} + \beta_2 \ln X_{2i} + \beta_3 \ln X_{3i} + \beta_4 \ln X_{4i} + (v_i - u_i) \quad (4)$$

Subskrip i = Petani yang ke i ($i=1, 2, \dots, 285$); \ln = Log jati; Y_i = Pengeluaran padi sebagai proksi bagi output padi (tan metrik); X_1, X_2, X_3 dan X_4 = Keluasan tanaman padi (hektar), bilangan buruh (orang), kos benih (RM) dan kos jentera (RM); v_i = Pemboleh ubah rawak dan diandaikan bebas dan bertaburan normal, $N(0, \sigma_v^2)$ dan u_i = Pemboleh ubah rawak yang tidak negatif dan ia merujuk kepada kesan ketidakcekapan teknikal dalam pengeluaran padi bagi petani yang dikaji. Seterusnya, kecekapan teknikal dapat dijelaskan berdasarkan persamaan (2). Dalam kajian ini, kecekapan teknikal dalam fungsi ketidakcekapan SF daripada persamaan (2) dapat ditulis seperti di bawah:

$$U_i = \delta_i + \sum_{j=1}^4 \delta_j Z_{ij} \quad (5)$$

di mana δ_i, δ_0 = Nilai konstan; δ_j = Parameter yang tidak diketahui yang akan dianggarkan; Z_1 = Umur responden (tahun); Z_2 = Pengalaman sebagai petani (tahun); Z_3 = Pendapatan dari padi (%); Z_4 = Jumlah pendapatan

isi rumah sebulan (RM); Z_5 = Keluasan tanaman padi (hektar); Z_6 = Jumlah kos operasi (RM); Z_7 = Bilangan buruh (orang); Z_8 = Dumi pekerjaan utama (1 pekerjaan utama sebagai petani, 0 lain-lain); Z_9 = Dumi pekerjaan sampingan (1 mempunyai kerja sampingan, 0 lain-lain); Z_{10} = Dumi pendidikan (1 pendidikan menengah dan ke atas, 0 lain-lain) dan Z_{11} = Dumi penyewaan tanah (1 terlibat dengan penyewaan tanah, 0 lain-lain). Kesemua koefisyen β_i dan δ_i adalah parameter yang tidak diketahui yang akan dianggarkan oleh model secara serentak. Kecekapan teknikal (TE) pengeluaran padi petani dapat ditentukan seperti persamaan (2).

Persamaan (5) dianggarkan serentak dengan persamaan (4) menggunakan perisian STATA 14.1 terhadap kedua-dua model. Dua hipotesis dicadangkan dalam kajian ini iaitu, tidak ada kesan kecekapan ($H_0 : \gamma = \delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_{11} = 0$). Hipotesis kedua adalah kesan ketidakcekapan adalah bukan stokastik ($H_0 : \gamma = 0$). Seterusnya, hipotesis pertama akan menggunakan statistik LR:

$$LR = -2 \ln[L(H_0) - L(H_1)] \quad (6)$$

$L(H_0)$ dan $L(H_1)$ merupakan nilai *log likelihood* berdasarkan spesifikasi hipotesis nol dan hipotesis alternatif. Selain itu, statistik LR mempunyai χ^2 pengagihan atau bercampur χ^2 dengan darjah kebebasan sama dengan pembezaan bilangan parameter yang termasuk dalam H_0 dan H_1 .

DATA DAN KAWASAN KAJIAN

Kajian ini menggunakan data primer petani padi di Lembaga Kemajuan Pertanian Muda (MADA) yang merupakan kawasan jelapang padi terbesar berbanding 11 kawasan jelapang lain. Terdapat empat wilayah iaitu di Wilayah I (Perlis), Wilayah II (Jitra), Wilayah III (Pendang) dan Wilayah IV (Kota Sarang Semut) yang berada di bawah pengurusan MADA di mana keseluruhan petani adalah sebanyak 57,635 orang (Bahagian Perancangan dan Teknologi Maklumat MADA 2014).

Persampelan rawak berstrata telah digunakan bagi setiap wilayah di mana data yang diperlukan adalah 381 responden (Krejcie dan Morgan 1970). Setiap wilayah mempunyai jumlah petani berbeza iaitu di Wilayah I (Perlis) sebanyak 10,180 orang, Wilayah II (Jitra) sebanyak 19,487 orang, Wilayah III (Pendang) sebanyak 13,767 orang dan Wilayah IV (Kota Sarang Semut) sebanyak 14,201 orang. Oleh itu, setiap wilayah distratakan iaitu 67 orang bagi Wilayah I, 129 orang Wilayah II, 91 orang Wilayah III dan 94 orang bagi Wilayah IV.

Selain dari kaedah tinjauan melalui soal selidik, kaedah temu bual semi-struktur juga digunakan di mana merangkumi temu bual berstruktur dan tidak berstruktur. Penyelidik dan enumerator menyoal sebilangan soalan

formal di dalam borang soal selidik sebelum sesi temu bual dijalankan, namun penemu bual diberi kebebasan untuk menyoal dengan lebih mendalam jawapan responden kepada soalan formal yang telah ditanya. Hal ini kerana, keupayaan responden untuk memahami soalan adalah berbeza. Terdapat 96 set borang soal selidik yang tidak lengkap dan hilang semasa proses pengumpulan data soal selidik. Oleh itu, sebanyak 285 set borang soal selidik yang digunakan dalam kajian ini pada musim utama tanaman padi pada tahun 2017.

HASIL EMPERIKAL DAN PERBINCANGAN

Ciri-ciri isi rumah dan sosioekonomi bagi petani padi bawah pengurusan Lembaga Kemajuan Pertanian Muda (MADA) disediakan dalam Jadual 1. Berdasarkan dapatan kajian, sebanyak 68.46% purata pendapatan bulanan petani dari tanaman padi di mana seramai 93% responden yang menjadi petani sebagai pekerjaan utama. Hanya 7% responden yang menjadi petani sebagai pekerjaan sampingan. Purata pendapatan isi rumah sebulan adalah RM3,648.51 iaitu julat dari RM599 sehingga RM13,840. Selain itu, sebanyak 71.6% atau 204 orang responden mempunyai pendapatan sampingan bulanan seperti pencen, pendapatan isteri atau suami dan sumbangan dari anak-anak. Kebanyakan petani padi mempunyai pendidikan menengah dan ke atas iaitu sebanyak 74.7% atau 213 orang. Namun hanya 25.3% atau 72 orang petani tidak mempunyai pendidikan menengah dan ke atas. Purata umur petani adalah 55.03 tahun sementara itu, purata pengalaman petani padi adalah 23 tahun di mana kebanyakan petani sangat berpengalaman dalam aktiviti tanaman padi. Julat umur petani adalah dari 26 tahun sehingga 84 tahun. Selain itu, status pemilikan tanah di kalangan petani adalah milik sendiri dan menyewa tanah sawah di mana 51.9% adalah milik sendiri dan 48.1% menyewa tanah sawah. Sebanyak 148 orang petani adalah milik sendiri tanah sawah dan 137 orang adalah menyewa tanah sawah.

Seterusnya, purata keluasan tanaman padi adalah 2.06 hektar dengan keluasan minimum 0.20 hektar dan maksimum 10.15 hektar. Setiap hektar keluasan tanaman padi bersamaan 0.29 relong di mana setiap relong dianggarkan menggunakan 40kg benih padi atau 137.93kg per hektar. Purata kos benih padi adalah RM495.12 dengan julat kos dari RM35 sehingga RM12,160. Antara jenis benih yang digunakan oleh responden adalah MR219, MR269, MR297 dan CL2. Sesetengah responden tidak menggunakan buruh upahan dalam aktiviti pertanian seperti, menabur, menanam, menyulam dan meracun terutamanya responden yang mempunyai keluasan tanaman berskala kecil. Purata keseluruhan responden yang menggunakan buruh upahan adalah 1.61 orang di mana julat buruh dari 0 sehingga 11 orang. Purata kos jentera yang dikeluarkan oleh responden adalah RM2,524.61

di mana kos minimum sebanyak RM210 dan kos maksimum RM16,200. Selanjutnya, purata kos operasi yang dikeluarkan oleh responden untuk aktiviti tanaman padi adalah sebanyak RM 6,981.70 di mana julat kos bermula dari RM225 sehingga RM293,088. Oleh itu, dengan semua kos input yang telah dinyatakan, purata kuantiti pengeluaran padi responden adalah sebanyak 10.87 tan metrik.

PENGANGGAR KUASA DUA TERKECIL (OLS)

Penganggar Kuasa Dua Terkecil (OLS) bagi parameter fungsi pengeluaran Cobb-Douglas petani padi di MADA digambarkan di Jadual 2. Anggaran parameter OLS

digunakan sebagai nilai awal yang akan dianggarkan dalam parameter *maximum likelihood*. Dari analisis kajian, didapati koefisien bagi keluasan tanaman dan jentera adalah menunjukkan tanda positif dan signifikan terhadap pengeluaran padi pada aras keertian 1%. Peningkatan 1% dalam input iaitu keluasan tanaman dan jentera akan meningkatkan 0.667% dan 0.187% output iaitu pengeluaran padi. Manakala, bagi input buruh dan benih pula menunjukkan tanda positif tetapi tidak signifikan terhadap pengeluaran padi. Keadaan ini menunjukkan bahawa penggunaan input buruh dan benih adalah syarat dalam aktiviti penanaman padi dan kedua-dua input ini boleh behubungan positif dan negatif namun, tidak mempengaruhi pengeluaran padi. Fungsi

JADUAL 1. Maksud pemboleh ubah dan unit pengukuran bagi model empirikal

Pemboleh ubah	Penerangan	Unit	Purata	Sishan piawai	Minimum	Maksimum
Y	Pengeluaran padi	Tan metrik	10.87	8.999	1	64
X ₁	Keluasan tanaman	Hektar	2.06	1.630	0.20	10.15
X ₂	Bilangan buruh	Orang	1.61	1.630	0	11
X ₃	Kos benih	RM	495.12	828.50	35	12,160
X ₄	Kos jentera	RM	2,524.65	2,255.30	210	16,200
Z ₁	Umur petani	Tahun	55.03	11.311	26	84
Z ₂	Pengalaman petani	Tahun	23.06	12.154	1	50
Z ₃	Pendapatan dari padi	Peratus	68.46	27.238	4.07	100
Z ₄	Pendapatan isi rumah	RM/bulan	3,159.74	3,159.74	599	13,840
Z ₅	Keluasan tanaman	Hektar	2.06	1.630	0.20	10.15
Z ₆	Kos operasi	RM	6,981.70	19,140.99	225	293,088
Z ₇	Bilangan buruh	Orang	1.61	1.630	0	11
Pemboleh ubah	Kategori	Dumi	Kekerapan		Peratus (%)	
Z ₈	Pekerjaan utama	1 = petani	265	93.0		
		0 = bukan petani	20	7.0		
Z ₉	Pendapatan sampingan	1 = ya	204	71.6		
		0 = tidak	81	28.4		
Z ₁₀	Pendidikan	1 = pendidikan menengah dan ke atas	213	74.7		
		0 = tidak mempunyai pendidikan menengah dan ke atas	72	25.3		
Z ₁₁	Sewa tanah	1 = ya	148	51.9		
		0 = tidak	137	48.1		

Sumber: Soal selidik, tahun 2017

JADUAL 2. Penganggar OLS Fungsi Pengeluaran Cobb-Douglas

Pemboleh ubah	Parameter	Koefisyen	Sisihan piawai	Nilai z	Nilai p
Konstan	β_0	-0.082	0.465	-0.18	0.859
Keluasan tanaman	β_1	0.677***	0.079	8.59	0.000
Buruh	β_2	0.065	0.041	1.58	0.115
Benih	β_3	0.731	0.057	1.28	0.202
Jentera	β_4	0.187***	0.051	3.65	0.000
Fungsi Log - <i>likelihood</i>		-73.619			

Keterangan: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01.

Sumber: Soal selidik, tahun 2017

log-likelihood bagi anggaran OLS adalah -73.619. Oleh itu, fungsi pengeluaran yang dianggarkan oleh OLS adalah penganggar yang tidak tepat dalam analisis ini. Nilai pintasan *maximum likelihood* adalah lebih besar dari anggaran OLS di mana fungsi pengeluaran sempadan terletak di atas fungsi tradisional.

ANGGARAN MODEL SEMPADAN STOKASTIK

Anggaran *maximum likelihood* untuk parameter model fungsi sempadan stokastik iaitu Model Fungsi Pengeluaran Cobb-Douglas andaian pengagihan taburan *half-normal* dan *truncated normal* ditunjukkan di Jadual 3.

Anggaran *maximum-likelihood* dalam Jadual 3 menunjukkan parameter input keluasan tanaman taburan *half-normal* adalah bertanda positif iaitu koefisien 0.337 dan signifikan dengan pengeluaran padi pada aras keertian 1% namun, bagi taburan *truncated normal* adalah bertanda positif dan tidak signifikan mempengaruhi pengeluaran padi. Keadaan ini menunjukkan peningkatan 1% dalam keluasan tanaman akan meningkatkan 0.337% pengeluaran padi. Dapatan kajian ini selaras dengan kajian lepas berkaitan pengeluaran pertanian khususnya tanaman padi iaitu Tenaye (2020), Nguyen et al. (2019), Meenasulochani et al. (2018), Abdulai et al. (2018) serta Lema et al. (2017). Seterusnya, parameter input buruh bagi kedua-dua taburan adalah bertanda positif dan signifikan dengan pengeluaran padi. Taburan *half-normal* menunjukkan koefisien input buruh adalah 0.143 dan signifikan pada aras keertian 1% manakala bagi taburan *truncated normal* koefisien sebanyak 0.099 dan signifikan pada aras keertian 10% dengan pengeluaran padi. Peningkatan 1% dalam input buruh bagi kedua-dua taburan akan meningkatkan pengeluaran padi sebanyak 0.143% dan 0.099%. Dapatan kajian ini selaras dengan kajian Lema et al. (2017) di mana input buruh adalah bertanda positif dan signifikan pada aras keertian 1% dengan pengeluaran padi bagi kedua-dua model.

Selain itu, kos benih dan jentera bagi kedua-dua model taburan *half-normal* dan *truncated normal* menunjukkan berhubung positif dan signifikan dengan pengeluaran padi. Koefisien bagi kos benih kedua-dua taburan adalah 0.325 dan 0.446 pada aras keertian 1%. Pengeluaran padi akan meningkat 0.325% dan 0.446% apabila kos benih meningkat 1%. Oleh itu, semakin banyak kos benih digunakan oleh petani setiap musim, semakin tinggi pengeluaran padi diperolehi setiap petani semusim. Dapatan kajian ini selari dengan kajian lepas dalam tanaman padi di mana input benih bertanda positif dan signifikan dengan pengeluaran padi (Vasanthi et al. 2017; Lema et al. 2017; Mishra et al. 2017). Begitu juga kos jentera, koefisien bagi kedua-dua model adalah sebanyak 0.150 dan 0.160 pada aras keertian 1% di mana peningkatan 1% kos jentera akan meningkatkan 0.150% dan 0.160% pengeluaran padi.

Kekerapan penggunaan jentera untuk membajak seperti traktor sangat mempengaruhi kualiti tanah iaitu sebanyak tiga kali semusim. Namun, bagi sesetengah petani, hanya menggunakan dua kali semusim penggunaan traktor. Keadaan ini bergantung kepada kemampuan setiap petani dalam pengeluaran kos jentera. Oleh itu, pengurangan atau pengawalan kos jentera oleh pihak tertentu dapat meringankan beban petani dari segi pengeluaran kos operasi secara efisien setiap musim. Hal ini kerana, sebanyak 30% kos jentera yang perlu dikeluarkan oleh petani setiap musim berbanding kos baja, racun, benih dan buruh (Perangkaan MADA 2014). Dapatan kajian ini selari dengan kajian Khanal dan Regmi (2017) dan Kea et al. (2016) di mana kos jentera atau kos mekanikal berhubung positif dan signifikan dengan pengeluaran padi. Secara keseluruhannya, model Cobb-Douglas fungsi pengeluaran sempadan stokastik bagi taburan *half-normal* adalah lebih baik dari taburan *truncated normal* di mana menunjukkan keempat-empat input iaitu keluasan tanaman, buruh, kos benih dan jentera adalah penting dalam peningkatan pengeluaran padi bagi setiap petani.

Selanjutnya, keputusan hipotesis pertama iaitu tidak ada kesan ketidakcekapan teknikal ($H_0 : \gamma = \delta_0 = \delta_1 = \dots = \delta_{11} = 0$) menunjukkan bahawa H_0 bagi kedua-dua model ditolak. Statistik LR bagi model Sempadan Stokastik Cobb-Douglas (SF-CD) *half-normal* menunjukkan 118.612 dan SF-CD *truncated normal* 142.606 adalah melebihi nilai kritikal 25.549 ($\alpha = 0.01$, $df = 12$). Jadual 3 menunjukkan bahawa nilai parameter gamma (γ) bagi kedua-dua model adalah $\gamma = 0.576$ dan $\gamma = 0.484$. Nilai $\gamma = 0.576$ dan $\gamma = 0.484$ menunjukkan bahawa 57.6% dan 48.4% jumlah variasi pengeluaran padi dikatakan wujud kesan ketidakcekapan adalah stokastik. Kedua-dua sigma $u(\sigma_u)$ dan $v(\sigma_v)$ adalah signifikan pada aras keertian 1% bagi SF-CD taburan *truncated normal* dan sigma $v(\sigma_v)$ bagi model SF-CD taburan *half-normal* adalah signifikan pada aras keertian 1%. Selain itu, kehadiran atau ketiadaan ketidakcekapan diuji dengan menggunakan parameter *log likelihood* dalam model taburan *half-normal*. Jika lambda ($\lambda=0$), tidak ada kesan ketidakcekapan teknikal dan kesemua yang menjadi ralat adalah disebabkan oleh variasi yang tidak diketahui (*noise*). Nilai λ yang dianggarkan adalah $\lambda = 1.167$ signifikan berbeza dengan kosong di mana ada kesan ketidakcekapan bagi petani padi di MADA bagi taburan ini.

PENENTU KETIDAKCEKAPAN TEKNIKAL DARI HALF-NORMAL DAN TRUNCATED NORMAL

Jadual 4 menunjukkan anggaran *maximum likelihood* daripada model ketidakcekapan iaitu model Cobb-Douglas (CD) taburan *half-normal* dan *truncated normal*. Dapatan kajian menunjukkan parameter bagi pendapatan dari padi (%), pendapatan isi rumah dan kos operasi adalah berhubung negatif dan signifikan

JADUAL 3. Anggaran Maksimum likelihood fungsi pengeluaran stokastik

Pemboleh ubah	Koefisien	Cobb-Douglas taburan <i>Half-normal</i>				Cobb-Douglas taburan <i>Truncated normal</i>			
		Ralat piawai	Nilai z	Nilai p	Koefisien	Ralat piawai	Nilai z	Nilai p	
Konstan	β_0	-0.975**	0.429	-2.27	0.023	-1.262*	0.690	-1.83	0.067
Keluasan tanaman	β_1	0.337***	0.076	4.46	0.000	0.033	0.090	0.36	0.716
Buruh	β_2	0.143***	0.040	3.56	0.000	0.099*	0.058	1.71	0.087
Benih	β_3	0.325***	0.065	5.01	0.000	0.446***	0.109	4.09	0.000
Jentera	β_4	0.150***	0.038	3.91	0.000	0.160***	0.039	4.10	0.000
Usigma -cons						-3.326***	0.271	-12.25	0.000
Vsigma-cons		-3.061***	0.108	-28.47	0.000	-3.257***	0.176	-18.52	0.000
Sigma-u	σ_u	0.252				0.190***	0.026	7.37	0.000
Sigma-v	σ_v	0.216***	0.012	18.60	0.000	0.196***	0.017	11.37	0.000
Lambda	λ	1.167				0.966***	0.037	26.22	0.000
Sigma ²	σ^2	0.110				0.075			
Gamma	γ	0.576				0.484			
Fungsi Log-likelihood		-14.313				-2.316			
Purata ketidakcekapan		0.855				0.624			

Keterangan: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01.

Sumber: Soal selidik, tahun 2017

JADUAL 4. Anggaran maximum likelihood daripada parameter modal ketidakcekapan

Parameter		Cobb-Douglas taburan <i>Half-normal</i>				Cobb-Douglas taburan <i>Truncated normal</i>			
		Koefisien	Ralat piawai	Nilai z	Nilai p	Koefisien	Ralat piawai	Nilai z	Nilai p
Konstan	δ_0	2.042	2.053	0.99	0.320	1.581***	0.341	4.64	0.000
Umur	δ_1	-0.031	0.021	-1.49	0.137	0.00002	0.002	0.01	0.992
Pengalaman	δ_2	0.028	0.019	1.51	0.132	0.000	0.002	0.10	0.916
Pendapatan dari padi (%)	δ_3	-0.085***	0.016	-5.22	0.000	-0.012***	0.002	-8.06	0.000
Pendapatan isi rumah	δ_4	-0.001***	0.0002	-4.46	0.000	-0.0002***	0.000	-8.25	0.000
Keluasan tanaman	δ_5	1.480***	0.411	3.60	0.000	0.139***	0.040	3.50	0.000
Kos operasi	δ_6	-0.0003***	0.0001	-3.54	0.000	-0.0002***	7.58e-06	-3.13	0.002
Buruh	δ_7	0.537**	0.236	2.27	0.023	0.051	0.333	1.54	0.124
Pekerjaan utama sebagai petani	δ_8	0.759	0.663	1.14	0.252	0.131	0.085	1.55	0.122
Pendapatan sampingan	δ_9	-0.124	0.950	-0.13	0.896	-0.127*	0.073	-1.74	0.082
Pendidikan menengah dan ke atas	δ_{10}	-0.104	0.495	-0.21	0.833	0.008	0.051	0.16	0.874
Sewa tanah	δ_{11}	1.152***	0.428	2.69	0.007	0.058	0.048	1.21	0.228

Keterangan: *p<0.1; **p<0.05; ***p<0.01.

Sumber: Soal selidik, tahun 2017

kepada ketidakcekapan teknikal pengeluaran padi pada aras keertian 1%. Ayuba et al. (2020) dan Omondi dan Shikuku (2013) juga menyatakan tahap pendapatan isi rumah memberi kesan negatif dan signifikan terhadap ketidakcekapan teknikal. Koefisien pendapatan dari padi bagi kedua-dua taburan adalah -0.085 taburan *half-normal* dan -0.012 taburan *truncated normal*. Keadaan ini menunjukkan peningkatan 1% pendapatan dari padi akan menyebabkan pengurangan ketidakcekapan teknikal pengeluaran padi 0.085%

dan 0.012%. Dapatan kajian ini selari dengan Guliyev et al. (2019) di mana pendapatan pengkhususan iaitu proksi kepada pendapatan tanaman utama pertanian adalah berhubungan negatif dan signifikan terhadap ketidakcekapan teknikal.

Selain itu, peningkatan 1% pendapatan isi rumah akan menyebabkan pengurangan kepada ketidakcekapan teknikal pengeluaran padi sebanyak 0.001% bagi taburan *half-normal* dan 0.0002 bagi *tuncated normal*. Begitu juga dengan kos operasi di

mana peningkatan 1% kos operasi akan mengurangkan ketidakcekapan teknikal pengeluaran padi sebanyak 0.0003% dan 0.0002% bagi kedua-dua taburan. Namun, keluasan tanaman padi bagi kedua-dua taburan adalah berhubungan positif dan signifikan dengan ketidakcekapan teknikal pengeluaran padi pada aras keertian 1%. Peningkatan 1% keluasan tanaman akan meningkatkan ketidakcekapan teknikal pengeluaran padi sebanyak 1.480% dan 0.139% bagi taburan *half-normal* dan *truncated normal*. Keputusan ini selari dengan Linh (2012) di mana nisbah tanah atau keluasan tanaman memberi kesan positif kepada ketidakcekapan teknikal dengan menggunakan model analisis sempadan stokastik. Selanjutnya, kajian Rana dan Bapari (2018) dan Pedroso et al. (2018) juga selari dengan dapatan kajian di mana keluasan tanaman berhubungan positif dan signifikan terhadap ketidakcekapan teknikal pengeluaran padi.

Selanjutnya, parameter buruh bagi model CD taburan *half-normal* adalah berhubungan positif dan signifikan pada aras keertian 5% terhadap ketidakcekapan teknikal pengeluaran padi di mana koefisien sebanyak 0.537. Penambahan bilangan buruh 1% akan meningkatkan ketidakcekapan teknikal pengeluaran padi sebanyak 0.537%. Hal ini kerana, setiap penambahan bilangan buruh upahan untuk aktiviti pertanian seperti menanam, meracun dan menabur benih akan meningkatkan kos pengeluaran petani sekaligus membebaskan petani terutamanya petani yang berskala kecil. Namun, bagi CD *truncated normal*, walaupun hubungan bilangan buruh dengan ketidakcekapan teknikal pengeluaran padi adalah positif, keadaan ini tidak mempengaruhi ketidakcekapan teknikal pengeluaran padi. Seterusnya, parameter pendapatan sampingan bagi taburan ini adalah berhubungan negatif dan signifikan dengan ketidakcekapan teknikal pengeluaran padi pada aras keertian 10% di mana koefisien sebanyak -0.127. Peningkatan 1% pendapatan sampingan petani akan mengurangkan ketidakcekapan teknikal pengeluaran padi sebanyak 0.127% sebaliknya, bagi taburan *half-normal*, pendapatan sampingan tidak mempengaruhi ketidakcekapan teknikal pengeluaran padi. Dapatan kajian bahawa pendapatan sampingan adalah berhubungan negatif dan signifikan dengan ketidakcekapan teknikal adalah selaras dengan kajian lepas berkaitan tanaman padi iaitu Khanal dan Regmi (2017). Parameter sewa tanah menunjukkan hubungan positif dan signifikan terhadap ketidakcekapan teknikal pengeluaran padi, di mana peningkatan 1% akan meningkatkan ketidakcekapan teknikal pengeluaran padi sebanyak 1.152%. Hal ini kerana, kos sewa tanah merupakan kos tertinggi yang perlu dibayar oleh petani di mana jumlah kos ditentukan oleh penyewa dengan anggaran 40% berbanding kos jentera, input, buruh dan lain-lain (Perangkaan MADA 2014). Dapatan kajian ini selari dengan Shi et al. (2018) dengan menggunakan Kecekapan Teknikal Penganggar Kuasa Dua Terkecil

(TEOLS) di mana sewa tanah mempunyai hubungan positif dan signifikan dengan ketidakcekapan teknikal pengeluaran bijian.

Jadual 5 menunjukkan taburan kekerapan kecekapan teknikal penanaman padi di MADA bagi model pengeluaran sempadan stokastik CD *half-normal*. Dapatan kajian menunjukkan tahap kecekapan teknikal di MADA bagi julat kurang daripada 0.500 dianggarkan 3.6% peratus atau 10 orang responden petani daripada keseluruhannya 285 adalah dikategorikan kurang cekap. Seterusnya, sebanyak 10.5% peratus atau 30 orang responden berada dalam julat 0.500 sehingga 0.699 adalah berada pada tahap kecekapan teknikal yang sederhana. Manakala sebanyak 36.5% peratus atau 104 responden berada dalam julat 0.700 sehingga 0.899 dikategorikan sebagai tahap kecekapan teknikal cekap. Selanjutnya, dianggarkan 49.5 peratus atau 141 orang responden berada pada tahap kecekapan teknikal yang tinggi iaitu berada dalam julat 0.900 sehingga 1.00. Purata kecekapan teknikal penanaman padi dianggarkan sebanyak 0.855 iaitu tahap kecekapan teknikal minimum dianggarkan sebanyak 0.189 dan maksimum sebanyak 0.996. Sisihan piawai tahap kecekapan teknikal adalah sebanyak 0.147. Secara keseluruhannya, tahap kecekapan teknikal responden di kawasan MADA dikategorikan pada tahap kecekapan teknikal yang tinggi.

JADUAL 5. Taburan kekerapan kecekapan teknikal

Tahap kecekapan teknikal	Kekerapan	Peratus
<0.300	3	1.1
0.300-0.399	2	0.7
0.400-0.499	5	1.8
0.500-0.599	14	4.9
0.600-0.699	16	5.6
0.700-0.799	21	7.4
0.800-0.899	81	28.4
0.900-1.000	143	50.2
Total	285	100.0
Purata	0.855	
Sisihan piawai	0.147	
Minimum	0.189	
Maksimum	0.996	

Sumber: Soal selidik, tahun 2017

KESIMPULAN

Kajian ini menganalisis tahap kecekapan teknikal terhadap pengeluaran padi di bawah pengurusan Lembaga Kemajuan Pertanian Muda (MADA) dengan menggunakan model pengeluaran sempadan stokastik dengan andaian pengagihan *half-normal* dan *truncated*

normal. Fungsi pengeluaran Cobb-Douglas bagi kedua-dua model ini telah ditentukan dan model ketidakcekapan telah ditentukan secara serentak. Anggaran *maximum likelihood* menunjukkan CD taburan *half-normal* adalah lebih baik berbanding CD taburan *truncated normal* di mana purata kecekapan lebih tinggi berbanding model taburan *truncated normal*. Selain itu, koefisien bagi input keluasan tanaman, buruh, benih dan jentera menunjukkan positif dan signifikan dengan hasil pengeluaran di mana keempat input itu signifikan pada aras keertian 1%. Penentu ketidakcekapan teknikal menunjukkan pendapatan dari padi, pendapatan isi rumah, dan kos operasi berhubungan negatif dan signifikan terhadap ketidakcekapan teknikal pengeluaran padi pada aras keertian 1%. Purata kecekapan teknikal petani padi di MADA adalah 85.5% menunjukkan bahawa masih terdapat peluang sebanyak 14.5% untuk meningkatkan kecekapan teknikal sekiranya input yang digunakan secara optimum dan berkesan. Oleh itu, bagi meningkatkan kecekapan teknikal dalam pengeluaran padi setiap petani haruslah mempunyai sikap yang positif dan sentiasa turun padang memantau keadaan buruh upahan melaksanakan aktiviti penanaman padi terutamanya petani yang mempunyai keluasan tanaman berskala besar. Penambahan ini dapat mencapai kecekapan ekonomi dan pembangunan kesejahteraan di kalangan petani. Kajian ini mencadangkan polisi dengan memastikan kos input yang produktif seperti kos jentera dan sewa tanah adalah mampu dimiliki oleh petani. Tambahan lagi, polisi ini juga dapat meningkatkan pendapatan padi melalui harga yang lebih baik untuk output mereka sekaligus dapat mengurangkan ketidakcekapan teknikal dalam pengeluaran padi.

RUJUKAN

- Abdulai, A & Tietje H. 2007. Estimation technical efficiency under unobserved heterogeneity with stochastic frontier models: Application to Northern German dairy farms. *European Review of Agricultural Economics* 34: 393-416.
- Abdulai, S., Zakariah, A. & Donkoh, S.A. 2018. Adoption of rice cultivation technologies and its effect on technical efficiency in Sagnarigu district of Ghana. *Cogent Food & Agriculture* 4: 1424296.
- Abebe, G. 2014. Off-farm income and technical efficiency of smallholder farmers in Ethiopia: A stochastic frontier analysis. SLU, Master Thesis, no 662.
- Aigner, D.J., Lovell, C.K., & Schmidt, P. 1977. Formulation and estimation of stochastic frontier production function models. *Journal of Econometrics* 6(1): 21-37.
- Ali, M. & Byerlee D. 1991. Economic efficiency of small farmers in a changing world: A survey of recent evidence. *IRRI Social Science Division* 91-104.
- Ali, R. & Mazumder, R. 2019. Technical efficiency of paddy cultivation and its non-input determinants: a case study in Char areas of Barpeta district of Assam. *Vidyasagar University Journal of Economics*. Vol XXIII, ISSN 0975-8003.
- Asogwa, B.C., Ihemeje, J. C., & Ezine J.A.C. 2011. Technical and allocative efficiency analysis of Nigerian rural farmers: Implication for poverty reduction. *Agricultural Journal* 6(5): 243-251.
- Ayuba, G., Abba, M. & Abubakar, M.M. 2020. Effect of Anchor Borrowers Programme (ABP) on technical efficiency of beneficiary rice farmers in Kebbi state, Nigeria. *International Journal of Agricultural Economics* 5(4): 106-113.
- Bahagian Perancangan dan Teknologi Maklumat. 2014. Perangkaan MADA 2014. Kedah: Lembaga Kemajuan Pertanian Muda (MADA).
- Battese, G.E., & Coelli, T.J. 1995. A model for technical inefficiency effects in a stochastic frontier production function for panel data. *Empirical Economics* 20(2): 325-332.
- Belotti, F., Daidone, S., Ilardi, G., & Attela, V. 2012. Stochastic frontier analysis using stata. *The Stata Journal* VV(2): 1-39.
- Brazdik, F. 2006. *Non-parametric Analysis of Technical Efficiency: Factors Affecting Efficiency of West Java Rice Farms*. Working Paper Series. Center for Economic Research and Graduated Education Academy of Sciences of the Czech Republic Economics Institute. ISSN 1211-3298: 286.
- Coelli, T.J. 1996. *A Guide to FRONTIER Version 4.1: A Computer Program for Stochastic Frontier Production and Cost Function Estimation*. CEPA Working Paper, No.07.
- Coelli, T.J & Battese, G.E. 1996. Identification of factor which influence the technical inefficiency of indian farmers. *Australian Journal of Agricultural Economics* 40(2): 103-128.
- Debreu, G. 1951. The coefficient of resource utilization. *Econometric* 19 (3): 273-292.
- Duvel, G.H., Chiche Y & Steyn G.J. 2003. Maize production efficiency in the Arsi Negele Farming Zone of Ethiopia: A gender perspective. *South African Journal of Agricultural* 32: 60-72.
- Fadzima, W.R. 2016. Determinants of technical efficiency among smallholder cocoa farmers in Malaysia. *European proceedings of Social and Behavioural Sciences* (pp. 688-693).
- Farrell, M.J. 1957. The measurement of productive efficiency. *Journal of Royal Statistical Society* 120: 253-290.
- Gebremariam, H.G., Weldegiorgis, L.G. & Tekle, A.H. 2019. Efficiency of male and female as irrigated onion growers. *International Journal of Vegetable Science*. ISSN: 1931-5260.
- Ghee-Tahean, L., Ismail, M.M & Harron, M. 2012. Measuring technical efficiency of Malaysia paddy farming: an application of stochastic production frontier approach. *Journal of Applied Sciences* 12(5): 1602-1607
- Guliyev, O., Liu, A., Mwalupaso, G.E. & Niemi, J. 2019. The determinants of technical efficiency of hazelnut production in Azerbaijan: An analysis of the role of NGO'S. *Sustainability* 11(16): 4332.
- Idiong, I.C. 2007. Estimation of farm level technical efficiency in small scale swamp rice production in Cross River State of Nigeria. A stochastic frontier approach. *World Journal of Agricultural Sciences* 3(5): 653-658.
- Kavoi, M.M., Najjuma, E., & Mbeche, R. 2016. Assessment of technical efficiency of open field production in Kiambu

- Country, Kenya (stochastic frontier approach). *Journal of Agriculture, Science and Technology* 17(2).
- Kazeem, A. 2020. Economic efficiency of rice farming: A stochastic frontier analysis approach. *Journal of Agribusiness Rural Development* 4(48): 423-435.
- Kea, S., Li, H. & Pich, L. 2016. Technical efficiency and its determinants of rice production in Cambodia. *Economics* 4(22).
- Kementerian Pertanian dan Industri Asas Tani Malaysia. 2018. Perangkaan Agromakanan. Putrajaya. BPPDP. <https://www.mafi.gov.my/documents/20182/29034/Perangkaan+Agromakanan+2018.pdf/56b191f9-1e19-4368-8497-b56cf6d7b538> (Akses 12 November 2020).
- Khanal, A.R. & Regmi, M. 2019. Financial constraints and production efficiency: A case from rice growers in drought prone areas of Indonesia. *Agricultural Financial Review*. ISSN: 0002-1466.
- Khotimah, Y.K., Antriandarti, E. & Supardi, S. 2019. The role of land tenancy in rice farming efficiency in upland Karst Mountainous Gunungkidul Indonesia. *Applied Ecology and Environmental Reserch* 17(6): 14347-14357.
- Koopmans, T.C. 1951. Analysis of production as an efficiency combination of activities. 33-97. In *Activity Analysis of Production and Allocation* edited by T.C Koopmans. New Haven, CT: Yale University Press.
- Krejcie, R.V., & Morgan, D.W. 1970. Determining sample size for research activities. *Educational and Psychological Measurement* 30: 607-610.
- Kumbhakar, S.C., Wang, H., & Horncastle, A.P. 2015. *A Practitioner's Guide to Stochastic Frontier Analysis Using STATA*. United State od America: Cambridge University Press.
- Kurniawan, A. Y. 2011. Faktor-faktor yang mempengaruhi efisiensi teknis pada usaha tani padi di beberapa sentra produksi padi di Indonesia. *Jurnal Agribisnis Perdesaan* 29(1): 25-48.
- Lema, T.Z., Tassema, A.S. & Abebe. 2017. Analysis of the technical of rice production in Fogera district of Ethiopia: A stochastic frontier approach. *Ethiopian Journal of Economics*. Vol. XXVI no 2.
- Linh, V.H. 2012. Efficiency of rice farming households in Vietnam. *International Journal of Development Issues* 11: 60-73.
- Lira Mailena, Mad Nasir,S, Alias,R dan Zainalabidin, M. 2014. Efficiency of rice farms and its determinants: applicatin of staochastic frontier analysis. *Trends in Applied Sciences Research* 9 (7): 360-371.
- Liu, Y., Yan, B., Wang, Y. & Zhou, Y. 2019. Will land transfer always increase technical efficiency in China? A land cost perspective. *Land Use Polucy* 82: 414-421.
- Lovell, C.A.K. 1993. Linear programming approaches to the measurement and analysis of productive efficiency. *Top* 2: 175-248.
- Malinga, N.G., Masuku, M.B., & Raufu, M.O. 2015. Comparative analysis of technical efficiencies of smallholder vegetable farmers with and without credit access in swazil and the case of the Hhohho region. *International Journal of Sustainable Agricultural Research* 2(4): 133-145.
- Maryono, J. 2006. Geographical distribution of technical efficiency in Indonesia rice production during the period of 1979-1994. *Journal of Development Economics* 11(1): 33-48.
- Meenasulochani, R., Rajendran, T., Pushpa, J. & Senthilnathan, S. 2018. Technical efficiency of paddy production and factors affecting the efficiency in Nagapattinam district. Tamil Nadu. *International Journal of Agriculture Innovations and Research*. ISSN 2319-1473.
- Meeusem, W., & Wan Den Broeck, J. 1977. Efficiency estimation from cobb-douglas production function with composed errors. *International Economic Review* 18: 435-444.
- Mirsha, A.K., Shaik, S., Khanal, A.R. & Bairagi, S. 2017. Contract farming and technical efficiency: Evidence from low-value and high-value crops in Nepa. *Agribusiness* : 1-15.
- Nguyen, H.D., Ngo, T., Le, T.D.Q., Ho, H. & Nguyen, H.T.H. 2019. The role of knowledge in sustainable agriculture: Evidence from rice farm's technical efficiency in Hanoi, Vietnam. *Sustainability* 11: 2472.
- Olayide, S.O., & Heady, E.O. 1982. *Introduction to Agricultural Production Economic*. Ibadan: University of Ibadan Press Nigeria. Chapter 2,3 and 7.
- Omandi, S.O. and M.S. Kelvin. 2013. An analysis of technical efficiency or rice farmers in Ahero irrigation scheme, Kenya. *Journal of Economics and Sustainable Development* 4: 9-16.
- Paul, K.S.R., Sunandini, G.P., Irugu, S. & Suhasini, K. 2020. Farm level technical efficiency of paddy production in Andhra Pradesh: An emperical evidence from the cost of cultivation survey data. *Economic Affairs* 65(4): 659-663.
- Pedroso, R., Tran, D.H., Viet, T.Q., Le, A.V., Dang, K.T. & Le, K.P. 2018. Technical efficiency of rice production in the delta of the Vu Gia Thu Bon river basin, Central Vietnam. *World Development Perspectives* 9: 18-26.
- Pradhan, K.C. & Mukherjee, S. 2018. Examining technical efficiency in India agricultural production using production frontier model. *South Asia Economic Journal* 19(1): 22-42.
- Rahman, S & Kamrul Hassan, M. 2008. Impact of environmental production conditions on productivity and efficiency: a case study od wheat farmers in Bangladesh. *Journal of Environmental Management* 88: 1495-1504
- Rajendran, S. 2014. Technical efficiency of fruits and vegetables producers in Tamil Nadu State (India): A stochastic frontier approach. *Journal of Agriculture and Development* 11(1): 79-93.
- Rajendran, S., Afari-Sefa,V., Karanja, D.K., Musebe, R., Romney, D., Makaranga, M.A., Samali, S. & Kessy, R.F. 2015. Technical efficiency of traditional african vegetable production: a case study of smallholders in Tanzania. *Journal of Development and Agricultural Economics* 7(3): .92-99.
- Rana, M.Z & Bapari, M.Y. 2018. Credit availability and technical efficiency of Boro rice in Pabna district, Bangladesh: A stochastic frontier analysis. *International Journal of Sustainable Development Research* 14(1): 8-16.
- Shi, X., Heerink, N. & Ma, X. 2018. The effect of land tenure governance on grain efficiency: Evidence from three provinces in astern China. Paper presented at the conference of the International Conference of Agricultural Economists (IAAE), 28 July-2 August, Vancouver, British Columbia.
- Stevenson, R. 1980. Likelihood functions for generalized stochastic frontier estimation. *Journal of Econometrics* 13: 57-66.

- Surharyanto, Jangkung, H.M., Dwidjono, H.D., & Widodo, S. 2013. Analisis efisiensi teknis pengelolaan tanaman terpadu (PTT) padi sawah di provinsi Bali. *SEPA* 9: 219-230.
- Tabe-Onjong, M.P.J & Molua. 2017. Technical efficiency of smallholder tomato production in semi-urban farms in Cameroon: a stochastic frontier production approach. *Journal of Management and Sustainability* 7(4). 27-35.
- Tenaye, A. 2020. Technical efficiency of smallholder agriculture in developing countries: The case of Ethiopia. *Economies* 8(34):1-27.
- Tian, W & Wan, G.H. 2000. Technical Efficiency and its Determinants in China's grain production. *Journal of Productivity Analysis* 13: 159-174.
- United States Department of Agriculture, 2020. Malaysia Milled Rice Domestic Consumption by Year. <https://www.indexmundi.Com/agriculture/?country=my&commodity=milled-rice&graph=domestic-consumption> (Akses 20 November 2020).
- Vasanthi, R., Sivasankari, B. & Gitanjali, J. 2017. A stochastic frontier and corrected ordinary least square models of determining technical efficiency of canal irrigated paddy farms in Tamil Nadu. *Journal of Applied and Natural Science* 9(2): 658-662.
- Xu, X & Jeffry, S.R. 1998. Efficiency and technical progress in traditional and modern agriculture: evidence from rice production in China. *Agricultural Economics* 18: 157-165.
- Nurul Syafiza Che Nan*
Fakulti Ekonomi dan Pengurusan
Universiti Kebangsaan Malaysia
43600 UKM Bangi, Selangor
MALAYSIA.
Emel: syafiza253@gmail.com
- Basri Abdul Talib
Fakulti Ekonomi dan Pengurusan
Universiti Kebangsaan Malaysia
43600 UKM Bangi, Selangor
MALAYSIA.
Emel: basri@ukm.edu.my
- Norlida Hanim Mohd Salleh
Fakulti Ekonomi dan Pengurusan
Universiti Kebangsaan Malaysia
43600 UKM Bangi, Selangor
MALAYSIA.
Emel: ida@ukm.edu.my
- Norshamliza Chamhuri
Fakulti Ekonomi dan Pengurusan
Universiti Kebangsaan Malaysia
43600 UKM Bangi, Selangor
MALAYSIA
Emel: shamliza@ukm.edu.my

*Penulis koresponden