

Penanganan Masalah Multikolinearitas dalam Pendugaan dan Analisis Fungsi Produksi Usahatani Padi di Kabupaten Hulu Sungai Utara dengan Menggunakan Prosedur Regresi Komponen Utama

Sadik Ikhsan

Staf Pengajar Jur. Sosial Ekonomi Pertanian
Fak. Pertanian, Univ. Lambung Mangkurat
E-mail: sadikikhsan@yahoo.com.sg

ABSTRACT

The fact that ordinary least square (OLS) regression analysis of production function is constrained by multicollinearity problem is evident. The multicollinearity inherently exists because in production process certain factors of production are used in relatively fixed proportion. The existence of multicollinearity causes such consequences as the estimation of unknown regression parameters be relatively imprecise and t test leading to the conclusion that parameter values are not significantly different from zero. This study aimed to apply the principal component regression procedure as an alternative way to solve multicollinearity problem on the OLS regression analysis of production function. By the principal component regression, it was found that production factor of land, seed, fertilizer as well as family and hired labour significantly influenced the rice production. The elasticity of production of those factors showed their existence was in the region II of production curve. It suggested that the quantity use of those factors should be increased to get a maximum production of rice. Meanwhile, the quantity of chemical pesticide should be decreasingly used because of overutilization. This fact showed by its elasticity of production which was negative so that it was located in the region III of production curve.

Keywords: multicollinearity, principal component regression, production factor, production elasticity

Pendahuluan

Salah satu persoalan yang dihadapi ketika menerapkan prosedur ekonometrika untuk menduga dan menganalisis fungsi regresi yang merepresentasikan fungsi produksi dengan metode kuadrat terkecil biasa (MKT) atau *ordinary least squares* (OLS) adalah pelanggaran asumsi karena keberadaan multikolinearitas. Multikolinearitas merujuk kepada adanya keterhubungan linear (atau hampir linear) antara peubah-peubah eksplanatori dalam regresi (Koutsoyiannis, 1977). Asumsi yang digunakan dalam melakukan pendugaan dan penganalisisan regresi tidak menghendaki adanya multikolinearitas tersebut, terutama pada tingkat yang bersifat sempurna (*exact multicollinear*) atau hampir mendekati sempurna (*nearly exact multicollinear*). Pada multikolinear yang sempurna, paling tidak salah satu lajur matriks X yang merepresentasikan salah satu peubah eksplanatori dari model regresi $Y = X\beta + e$ dapat dinyatakan sebagai kombinasi linear dari lajur atau beberapa lajur lainnya. Akibatnya, matriks $X'X$ bersifat singular dan, dengan demikian, tidak memiliki matriks kebalikan yang memungkinkannya melakukan pengolahan aljabar matriks untuk mendapatkan pendugaan atas model regresi di atas (Griffiths *et al*, 1993 dan Koutsoyiannis, 1977). Kalau multikolinearitas tersebut tidak bersifat sempurna, namun mendekati sempurna, pendugaan atas model regresi masih dimungkinkan, tetapi bukannya

tanpa masalah. Pada kasus ini, ragam penduga koefisien regresi bukanlah ragam yang memenuhi kriteria BLUE (*best, linear, and unbiased estimators*) sebagai ragam yang minimum. Kalau yang terjadi adalah kasus multikolinearitas yang tidak bersifat sempurna, namun mendekati sempurnanya, akibatnya adalah: (1) perubahan kecil pada data menyebabkan terjadinya perubahan yang “besar” pada parameter pendugaan; (2) koefisien regresi memiliki galat baku (*standard error*) yang bernilai tinggi dan memiliki taraf signifikansi yang rendah, walaupun koefisien-koefisien tersebut secara bersama-sama signifikan dan besaran koefisien determinasi, R^2 regresi tinggi; dan (3) koefisien regresi memiliki tanda yang “keliru” atau memiliki kecenderungan (*magnitude*) yang tidak masuk akal (Greene, 2003).

Adanya permasalahan multikolinear antarpeubah eksplanatori di dalam regresi ditunjukkan oleh unsur-unsur pada matriks kebalikan $X'X$, yaitu $(X'X)^{-1}$, yang bernilai sangat tinggi. Karena $(X'X)^{-1}$ bernilai sangat tinggi maka peragam bagi penduga koefisien regresi, yaitu $\text{cov}(\underline{b})$, juga bernilai sangat tinggi. Kosekuensinya, ragam penarikan contoh (*sampling variance*), galat baku, dan peragam penduga koefisien regresi bernilai besar. Galat baku yang bernilai besar mengandung makna bahwa keragaman penarikan contoh (*sampling variability*) tinggi, selang pendugaan koefisien regresi lebar, dan informasi yang disuguhkan oleh data contoh menyangkut

parameter atau koefisien regresi yang diduga relatif tidak teliti (Griffiths *et al*, 1993).

Dalam uji t, galat baku penduga koefisien regresi yang besar cenderung mengarahkan kepada kesimpulan untuk menyatakan nilai-nilai penduga koefisien regresi tersebut tidak berbeda secara nyata dengan nol (kesimpulan pengujian: menolak H_0). Akibatnya, peubah-peubah eksplanatori dinyatakan tidak memiliki pengaruh yang nyata bagi peubah tak bebas Y. Padahal dari informasi lain yang dapat digali dari hasil analisis yang sama diperoleh: koefisien determinasi, R^2 dan nilai F_{hitung} bernilai tinggi. Nilai F_{hitung} yang tinggi memberi petunjuk akan adanya sejumlah besar (atau bahkan semua) peubah ekplanatori di dalam model regresi yang berbeda nyata dengan nol. Petunjuk ini dibuktinya nantinya dengan uji t. Tetapi dalam kasus adanya kekolinearitas ini, hanya ada satu dua peubah eksplanatori yang berbeda nyata dengan nol.

Bahwa pendugaan fungsi produksi potensial untuk dilekati oleh perkara kekolinearitas ini telah ditandai oleh Griffiths *et al* (1993). Sebabnya, beberapa input penting, contohnya lahan, tenaga kerja, dan modal, digunakan dalam proses produksi tersebut dalam proporsi yang tetap dan tertentu. Ketika output yang dihasilkan dalam produksi diinginkan meningkat, penggunaan input utama tersebut menuntut peningkatan pula dalam perbandingan jumlah yang

proporsional. Keterhubungan yang proporsional antarpeubah input ini merupakan keterhubungan sistematis jangka pendek yang potensial menjadi penyebab utama terjadinya masalah multikolinearitas.

Untuk mengatasi masalah multikolinearitas tersebut tersedia beberapa solusi. Salah satunya adalah dengan menerapkan prosedur regresi komponen utama (Koutsoyiannis, 1977, Karson, 1982, dan Greene, 2003). Penelitian yang dilakukan ini bertujuan menerapkan prosedur regresi komponen utama untuk menyelesaikan masalah multikolinearitas yang dihadapi dalam pendugaan dan penganalisisan fungsi produksi usahatani padi yang diselenggarakan pada lahan lebak di Kabupaten Hulu Sungai Utara pada kegiatan musim tanam 2009/2010. Penerapan prosedur regresi komponen utama ini, dengan demikian, akan merevisi analisis KTB dan mengupayakan jalan keluar untuk mengatasi masalah kekolinearitas yang dihadapi. Keefektifan prosedur ini dapat dilihat dengan membandingkannya dengan hasil pendugaan regresi yang diperoleh melalui prosedur KTB.

Metode Penelitian

Data dan Sumber Data

Data yang digunakan dalam studi ini diambil dari hasil penelitian

Marini¹ (2011) pada kegiatan usahatani padi yang dilakukan di kawasan lahan lebak di Kabupaten Hulu Sungai Utara dalam rentang waktu selama enam bulan, terhitung mulai dari bulan Juli s.d. September 2010. Data dimaksud terbatas terdiri atas: data kuantitas input produksi yang digunakan dalam kegiatan usahatani padi, yaitu luas lahan, benih, pupuk, tenaga kerja, dan obat-obatan, serta data produksi gabah yang dihasilkan per usahatani. Data tersebut dikumpulkan dari wawancara yang dilakukan oleh yang bersangkutan dengan 81 orang responden petani. Jumlah responden petani tersebut ditentukan dengan memperhatikan tingkat keragaman dan sembir galat (*margin of error*) berdasarkan rumus:

$$n = \frac{k^2 NV^2}{nD^2 + kV^2}$$

dengan: n: ukuran contoh, N: ukuran populasi, V: ragam peubah utama, D: sembir galat (*margin of error*), dan k: nilai z_α (Moehdar, 2001). Responden petani dipilih secara acak dari 332 orang petani yang ada yang memenuhi syarat, yaitu menyelenggarakan usahatani padi dan dilanjutkan dengan kacang tanah di lahan yang sama sepanjang musim tanam pada tahun 2010 di Kecamatan Amuntai

¹terimakasih kepada Estia Y. Marini yang memperkenankan data hasil penelitiannya digunakan untuk maksud ini

Tengah dan Kecamatan Banjarang, Kabupaten Hulu Sungai Utara.

Analisis Data

Keterhubungan teknis antara produksi gabah padi dengan faktor-faktor produksi dalam proses produksi dinyatakan dengan fungsi produksi tipe Cobb-Douglas berikut (setelah ditransformasi ke dalam bangun linear):

$$\ln Y = b_0 + \sum_{i=1}^6 b_i \ln X_i + e_i \text{ atau}$$

$$y_i = b_0 + \sum_{i=1}^6 b_i x_i + e_i$$

keterangan:

Y = total produksi gabah padi (kg), $y = \ln Y$

X₁ = luas lahan (hektar),
 $x_1 = \ln X_1$

X₂ = benih (kg), $x_2 = \ln X_2$

X₃ = tenaga kerja dalam keluarga (HKSP), $x_3 = \ln X_3$

X₄ = tenaga kerja luar keluarga (HKSP), $x_4 = \ln X_4$

X₅ = pupuk (kg), $x_5 = \ln X_5$

X₆ = obat-obatan (L), $x_6 = \ln X_6$

b_i = koefisien regresi, i = 1, 2, ..., 6

b₀* = konstansi, $b_0^* = \ln b_0$

e = peubah galat

Pendugaan fungsi regresi di atas diselesaikan dengan metode KTB.

Diagnostik kemungkinan adanya multikolinearitas dideteksi dengan besaran

$$Tolerance = 1 - \sum_{i=1}^6 R_{x_i, x_1, x_2, \dots, x_6}^2 \text{ atau}$$

VIF (*variance inflation factor*, faktor inflasi ragam), $VIF = \frac{1}{Tolerance}$.

Sebagai *rule of thumb*, O'Brien (2007) menggunakan batasan VIF = 4, untuk menandai adanya kemungkinan permasalahan multikolinearitas. Semakin tinggi nilai VIF semakin serius dampak keparahan multikolinearitas. Pada VIF = 10, atau lebih, multikolinearitas dinyatakan sangat parah dan membahayakan (*harmful*).

Untuk keperluan menerapkan regresi komponen utama sebagai upaya mengatasi masalah kekolinearan di atas diketengahkan peubah baru W_i yang merupakan peubah baku dari masing-masing peubah eksplanatori x_i , $W_i = \frac{x_i - \bar{x}_i}{s_{x_i}}$.

Dengan peubah-peubah baku ini maka disusun regresi fungsi produksi "baru":

$$y_i = b_0^* + \sum_{i=1}^6 b_i P_i + e_i \quad (2)$$

atau dengan menggunakan catatan matriks, $\underline{y} = \underline{P}'\underline{b} + \underline{e}$ dengan P_j adalah komponen utama ke- j , $j = 1, 2, \dots, 6$.

Komponen utama contoh ke- j , P_j , dapat disusun sebagai,

$$P_j = a_{j1}W_1 + a_{j2}W_2 + \dots + a_{j6}W_6 = \underline{a}_j' \underline{W} \quad (j = 1, 2, \dots, 6)$$

Vektor \underline{a}_j ditentukan melalui metode pengali Lagrange, yaitu

dengan memaksimumkan $\underline{a}_j' \underline{W} \underline{W}' \underline{a}_j$ dengan kendala $\underline{a}_j' \underline{a}_j = 1$, sehingga memenuhi kriteria: $\text{Var}(P_j) = \underline{a}_j' \underline{\Sigma} \underline{a}_j$, dengan $\text{Var}(\underline{W}) = \underline{\Sigma}$. Secara umum, skor atau nilai setiap komponen utama ke- j untuk n buah pengamatan contoh dapat dicatat sebagai berikut:

$$P_{ju} = a_{j1}W_{1u} + a_{j2}W_{2u} + \dots + a_{j6}W_{6u} \\ (j = 1, 2, \dots, 6) \\ (u = 1, 2, \dots, n)$$

atau dalam format matriksnya,

$$\begin{matrix} \underline{P} & = & \underline{A} & \underline{W} \\ (6 \times n) & & (6 \times 6) & (6 \times n) \end{matrix} \\ = \begin{bmatrix} a_{11} \\ a_{12} \\ \vdots \\ a_{61} \\ a_{62} \\ \vdots \\ a_{66} \end{bmatrix} [\underline{W}_1, \underline{W}_2, \dots, \underline{W}_6]$$

Matriks \underline{A} dan \underline{W} memiliki sifat: $\underline{A}\underline{A}' = \underline{I}$ dan $\underline{W} = \underline{A}'\underline{P}$ sehingga dapat ditunjukkan bahwa $\underline{W}' = \underline{P}'\underline{A}$. Jika diajukan $\underline{y} = \underline{A}\underline{b}$, $\underline{b} = [b_1, b_2, \dots, b_6]$ adalah vektor parameter regresi pada persamaan (2), maka dapat ditunjukkan bahwa $\underline{\beta} = \underline{A}'\underline{y}$. Dengan demikian, dari persamaan (2) di atas diperoleh,

$$\underline{y} = \underline{W}'\underline{b} + \underline{e} = \underline{P}'\underline{A}\underline{A}'\underline{y} + \underline{e} \\ \Leftrightarrow \underline{y} = \underline{P}'\underline{y} + \underline{e} \quad (3)$$

Pada regresi ini, unsur-unsur komponen utama yang menyusun matriks \underline{P} bersifat orthogonal. \underline{y} dapat diduga dengan $\underline{y} = (\underline{P}\underline{P}')^{-1} \underline{P}\underline{y}$ dengan $\text{var}(\underline{y}) = (\underline{P}\underline{P}')^{-1} \sigma^2$ (keterangan: $\underline{P}\underline{P}' = (n-1) \underline{D}(l_j)$, l_j adalah akar ciri ke- j yang terbesar dari matriks \underline{R} , yaitu matriks

korelasi antar peubah-peubah $W_1, W_2, \dots, W_{(10-s)}$.

Regresi komponen utama ditransformasi balik ke regresi asal (3) dengan mendapatkan penduga \underline{b} , yaitu: $\underline{b}^* = \mathbf{A}'\underline{y}$ dengan matriks \mathbf{A}' berukuran 6×6 . Hal yang sama, ragam bagi \underline{b} , diduga dengan $\text{var}(\underline{b}^*) = \frac{1}{n-1} \mathbf{A}'\mathbf{D}(1/I_j)\mathbf{A} \sigma^2$.

Uji t atas \underline{b}^* dilakukan dengan mengacu kepada besaran $t_{\text{hitung}} = \underline{b}^*/\text{var}(\underline{b}^*)$.

Hasil dan Pembahasan

Pendugaan dan Analisis Regresi Fungsi Produksi

Pendugaan dan analisis regresi atas fungsi produksi (1) ditunjukkan pada Lampiran 1.

Mengacu kepada informasi yang dikemukakan pada Lampiran 1 dapat ditunjukkan bahwa koefisien regresi yang bersesuaian dengan peubah faktor produksi lahan dan obat-obatan berbeda nyata dengan nol atau dinyatakan berstatus sangat signifikan karena memiliki besaran nilai p yang lebih kecil dari taraf nyata pengujian, $\alpha = 0,01$; sementara faktor benih dan pupuk berstatus signifikan dengan nilai p yang dimilikinya kurang dari taraf nyata pengujian, $\alpha = 0,1$. Kita nyatakan bahwa peubah-peubah faktor produksi tersebut berpengaruh nyata terhadap produksi padi. Sementara itu, peubah TKDK dan TKLK tidak berpengaruh nyata karena nilai p yang dimilikinya tidak dapat ditunjukkan lebih kecil dari taraf

nyata yang ditentukan hingga mencapai 0,1. Peubah-peubah: lahan, benih, dan pupuk berpengaruh secara positif. Peningkatan kuantitas penggunaannya akan menyebabkan peningkatan produksi. Sementara itu, peubah obat-obatan bertanda negatif yang berarti peningkatan kuantitas penggunaannya akan menyebabkan penurunan produksi atau dalam konteks fungsi produksi alokasi kuantitas sumberdaya tersebut berada pada daerah irrasional atau daerah III.

Multikolinearitas

Adanya permasalahan multikolinearitas pada pendugaan regresi fungsi produksi di atas ditunjukkan oleh besaran VIF > 4 pada peubah lahan, benih, dan TKLK. Khusus untuk peubah Lahan nilai VIF yang dimilikinya > 10 yang berarti dampak yang ditimbulkannya sangat serius. Adanya multikolinearitas yang bersumber pada faktor lahan dapat dimengerti karena besaran ukuran lahan yang dikembangkan dalam usahatani padi berpengaruh secara proporsional terhadap kuantitas penggunaan input produksi lainnya. Pada saat luas lahan yang diusahakan dilipatgandakan, kuantitas penggunaan input produksi penting lainnya secara proporsional juga menuntut untuk dilipatgandakan. Sementara itu, faktor benih dan TKLK merupakan faktor yang penting dalam kegiatan usahatani dan kuantitas penggunaan secara langsung terkait dengan luasan lahan usaha yang dikembangkan sehingga turut

menjadi sumber adanya multikolinearitas. Dampak dari adanya multikolinearitas ini menyebabkan informasi yang disuguhkan oleh data contoh menyangkut parameter atau koefisien regresi yang diduga relatif tidak teliti dan tidak stabil

Regresi Komponen Utama

Salah satu cara untuk mengatasi persoalan multikolienaritas ini adalah dengan menerapkan prosedur regresi komponen utama, yaitu dengan meregresikan peubah produksi gabah padi dengan peubah-peubah komponen utama, P_i yang merupakan hasil transformasi dari peubah-peubah asal, yaitu lahan, benih, pupuk, obat-obatan, TKDK, dan TKLK yang dinyatakan dalam besaran bakunya, W_i . Hasil pendugaan dan uji t atas regresi komponen utama dimaksud dirangkumkan pada Lampiran 2.

Tabel 1. Transformasi balik dari regresi komponen utama kembali menjadi regresi asal

Peubah bebas, W_i	Koefisien, b_i	SE(b_i)	t_{hitung}
W_1	0,1799	0,0766	2,3502 **
W_2	0,1774	0,0655	2,7099 ***
W_3	0,1593	0,0522	3,0516 ***
W_4	-0,1763	0,0271	-6,4983 ***
W_5	0,0591	0,0447	1,3208 *
W_6	0,1852	0,0498	3,7174 ***

*** t_{tabel} pada $\alpha = 1\%$ dan $db = 74 \rightarrow t_{0,005(74)} = 2,6439$

** t_{tabel} pada $\alpha = 5\%$ dan $db = 74 \rightarrow t_{0,025(74)} = 1,9925$

* t_{tabel} pada $\alpha = 10\%$ dan $db = 74 \rightarrow t_{0,050(74)} = 1,2931$

Informasi penting yang dapat digali dari Lampiran 2 adalah bahwa besaran VIF setiap komponen utama yang bernilai kecil, yaitu 1, yang mengindikasikan bahwa dalam regresi utama dimaksud permasalahan multikolinearitas telah di atasi. Hasil pendugaan regresi komponen utama kemudian ditransformasi balik ke regresi asalnya melalui mekanisme perhitungan pada persamaan 3. Hasilnya sebagaimana dapat dilihat pada Tabel 1.

Hasil transformasi balik ini menunjukkan bahwa peubah faktor produksi obat-obatan, TKLK, pupuk, dan benih (dalam besaran bakunya) memiliki pengaruh yang sangat signifikan ($t_{hitung} > t_{tabel}$) pada taraf nyata 1%; faktor lahan berpengaruh signifikan pada taraf nyata 5%; dan faktor TKDK berpengaruh signifikan pada taraf nyata 10% terhadap produksi padi. Tanpa perlu mentransformasi besaran baku W_i ke peubah asal x_i , $i = 1, 2, \dots, 6$, besaran koefisien b_i pada Tabel 1 menunjukkan elastisitas produksi dari masing-masing input produksi yang digunakan yang bersesuaian dengannya. (Pentransformasian dari besaran baku, W_i ke peubah x_i tidak mengubah besaran koefisien b_i —tetapi hanya mengubah besaran konstanta atau *intercept* dalam model fungsi produksi). Besaran elastisitas produksi tersebut menunjukkan besar persentase perubahan (= peningkatan atau penurunan) pada produksi gabah padi apabila

kuantitas penggunaan input produksi tersebut diubah sebesar 1%. Besaran elastisitas produksi juga menunjukkan posisi kuantitas penggunaan input produksi di dalam kurva produksi —apakah berada di daerah I, III, atau III. Besaran elastisitas produksi dari input lahan, pupuk, benih, TKDK, dan TKLK berada pada rentang antara 0 dan 1, $0 < b_i < 1$, $i = 1, 2, \dots, 6$ atau berada pada daerah II dari kurva produksi. Takaran penggunaan input-input tersebut selayaknya ditingkatkan untuk mencapai kuantitas produk yang maksimum. Sementara itu, untuk input obat-obatan, karena besaran elastisitas produksinya bertanda negatif, $b_i < 0$, posisi kuantitas penggunaan input tersebut berada di daerah III. Selayaknya takaran penggunaan input obat-obatan dikurangi karena pada posisi yang ada saat ini, berdasarkan hasil olahan atas data, penggunaannya telah berlebihan. Peningkatan takaran penggunaannya akan menyebabkan produksi gabah yang dihasilkan semakin tidak maksimum.

Simpulan

1. Pendugaan dan analisis regresi dengan prosedur KTB atas fungsi produksi usahatani padi dikendalikan oleh persoalan multikolinearitas. Diagnostik atas adanya multikolinearitas ditunjukkan oleh besaran $VIF > 4$ pada peubah lahan, benih, dan TKLK. Masalah multikolinearitas tersebut diatasi dengan menerapkan prosedur regresi komponen utama.

Dengan prosedur regresi komponen utama ini ditunjukkan besaran $VIF = 1$ (bernilai kecil) untuk setiap peubah komponen utama yang dilibatkan di dalam model.

2. Hasil transformasi balik dari regresi komponen utama ke regresi asal menunjukkan peubah-peubah faktor produksi lahan, benih, pupuk, obat-obatan, TKDK, dan TKLK berpengaruh secara signifikan atas kuantitas produksi gabah padi.
3. Interpretasi atas besaran koefisien regresi peubah faktor produksi sebagai elastisitas produksi menunjukkan bahwa takaran penggunaan input lahan, pupuk, benih, TKDK, dan TKLK berada pada daerah II dari kurva produksi karena itu selayaknya ditingkatkan untuk mencapai kuantitas produk yang maksimum. Sementara itu, untuk input obat-obatan, kuantitas takarannya berada di daerah III yang berarti penggunaannya telah berlebihan dan karena itu perlu dikurangi.

Daftar Pustaka

- O'Brien, R.M. 2007. A caution regarding rules of thumb for Variance Inflation Factors. *Quality & Quantity* 41: 673–690
- Greene, W.H. 2003. *Econometrics Analysis*. Ed. ke-5. Prentice Hall, New Jersey

- Griffiths, W. E., R. C. Hill, dan G. G. Judge. 1993. *Learning and Practising Econometrics*. John Wiley and Sons, Inc., NY
- Ikhsan, S. 1999. Penerapan regresi komponen utama untuk mengatasi permasalahan kekolinearan pada analisis Kuadrat Terkecil Biasa regresi fungsi produksi (Kasus: analisis produksi usaha pertanaman semangka di Desa Muning Baru, Kecamatan Daha Selatan, Kabupaten Hulu Sungai Selatan). *Kalimantan Agrikultura* no. 2/VI Agustus 1999: p.51–59
- Marini, E. Y. 2011. Analisis produksi usahatani padi dan kacang tanah pada lahan lebak di Kabupaten Hulu Sungai Utara. Thesis. Tidak dipublikasikan
- Karson, M. J. 1982. *Multivariate Statistical Methods. An introduction*. The Iowa State University, Iowa
- Koutsoyiannis, A. 1977. *Theory of Econometrics*. Ed. 2. Macmillan, London
- Widiharih, T. 2001. Penanganan Multikolinearitas (Kekolinearan Ganda) dengan Analisis Regresi Komponen Utama. *Jurnal Matematika dan Komputer* Vol.4 No. 2. Agustus 2001: p. 71–81

Lampiran

Lampiran 1. Hasil Pendugaan KTB dan Uji-t atas Fungsi Produksi Padi

$$y_i = b_0 + \sum_{i=1}^6 b_i x_i + e_i$$

Model	Koefisien, b_i	SE(b_i)	t_{hitung}	Nilai p	Statistik multikolinearitas	
					Tolerance	VIF
1 (Constant)	6,4091	,7801	8,169	,000		
lnLahan	,7221	,1885	3,805	,000 ***	,056	17,915
lnBenih	,2595	,1328	1,949	,055 *	,166	6,031
lnPupuk	,1445	,0809	1,800	,076 *	,303	3,297
lnObat	-,1907	,0554	-3,448	,001 ***	,320	3,122
lnTKDK	-,0291	,1081	-,282	,779	,361	2,771
lnTKLK	,0303	,0505	,590	,557	,181	5,513

keterangan: *** nilai p < 0,01
 ** nilai p < 0,05
 * nilai p < 0,1

Lampiran 2. Hasil pendugaan KTB dan uji t atas regresi komponen utama

$$y_i = b_0 + \sum_{i=1}^6 b_i P_i + e_i$$

Model	Koefisien, b_i	SE(b_i)	t_{hitung}	Nilai p	Statistik multikolinearitas	
					Tolerance	VIF
1 (Constant)	7.54570	.02817	267.863	.000		
P ₁	-.24421	.01322	-18.473	.000	1.000	1.000
P ₂	-.00035	.03642	-0.010	.992	1.000	1.000
P ₃	.17789	.04916	3.619	.001	1.000	1.000
P ₄	-.25897	.05719	-4.528	.000	1.000	1.000
P ₅	-.05908	.06701	-0.882	.381	1.000	1.000
P ₆	-.3238	.13830	-2.341	.022	1.000	1.000