

ANALISIS FAKTOR-FAKTOR PRODUKSI PERIKANAN TANGKAP PERAIRAN UMUM DARATAN DI JAWA TENGAH MENGUNAKAN REGRESI BERGANDA DAN MODEL DURBIN SPASIAL

Puji Retnowati¹, Rita Rahmawati², Agus Rusgiyono³

¹Mahasiswa Departemen Statistika FSM Universitas Diponegoro

^{2,3}Dosen Departemen Statistika FSM Universitas Diponegoro

pujiretnowati09@gmail.com

ABSTRACT

Indonesia's inland openwater is the second largest in Asia after China. It's estimated Indonesia's inland openwater capture fisheries potential reached 3.034.934 tons per year. Central Java is one of the provinces that have great potential in the field of fisheries. In this study will be discussed about the factors suspected to affect inland openwater capture fisheries production. The method used are multiple regression analysis with maximum likelihood estimation and spatial durbin models. Spatial durbin models is the development of linear regression which location factors are also considered. The results of spatial dependences shows there is spatial dependence in the inland openwater capture fisheries production variable, fisheries establishments variables and the number of boats variable. So spatial durbin models can be used for analysis. In spatial durbin models, variables that significantly influence inland openwater capture fisheries production is the number of fishing gear, the number of boats, and the number of fishing trip with coefficient of determination (R^2) of 0,9054. While in the multiple regression analysis showed that the only number of fishing trip variable that significantly, where the value of the coefficient of determination (R^2) is 0,857. Thus better spatial durbin models used to analyze inland openwater capture fisheries production, in addition more significant variables also have the coefficient of determination (R^2) that is greater than the multiple regression analysis.

Keywords: inland openwater capture fisheries production, maximum likelihood, spatial durbin model.

1. PENDAHULUAN

Perairan umum daratan Indonesia meliputi danau, waduk, sungai, rawa, dan genangan air lainnya. Menurut Purnomo (2009), perairan umum daratan yang dimiliki Indonesia mencapai 13,85 juta ha terdiri atas 12,0 juta ha sungai, 1,8 juta ha danau, dan 0,05 juta ha waduk. Perairan umum daratan Indonesia adalah terluas kedua di Asia setelah Cina. Diperkirakan potensi perikanan tangkap perairan umum daratan Indonesia mencapai 3.034.934 ton per tahun.

Jawa tengah merupakan salah satu provinsi yang ada di Indonesia yang terdiri atas 29 kabupaten dan 6 kota. Menurut Farhan Hakim, peneliti dan pemerhati maritim, Jawa Tengah memiliki potensi maritim yang sangat besar secara geografis. Terbukti dengan ketertarikan *Taiwan Business Club* Indonesia pada potensi perikanan Jawa Tengah yang disampaikan kepada Kamar Dagang dan Industri Indonesia (Kadin) Jawa Tengah (Nugroho, 2014). Oleh karena itu, diharapkan pemerintah Provinsi Jawa Tengah mampu memanfaatkan potensi yang telah ada secara optimal sehingga dapat menjadikan bidang perikanan sebagai salah satu sumber devisa dan pendapatan asli daerah.

Beberapa faktor yang diduga mempengaruhi produksi perikanan tangkap perairan umum daratan adalah jumlah Rumah Tangga Perikanan atau Perusahaan Perikanan (RTP/PP), banyaknya unit penangkap ikan, jumlah kapal, serta banyaknya trip penangkapan. Jika pemerintah provinsi Jawa Tengah ingin mengoptimalkan produksi

perikanan, maka harus mengetahui faktor-faktor yang paling berpengaruh secara signifikan terhadap produksi perikanan tangkap perairan umum daratan.

Dalam ilmu statistika, salah satu metode yang dapat digunakan untuk mengetahui ketergantungan variabel respon dengan satu atau lebih variabel penjelas dengan tujuan untuk mengestimasi dan/atau memprediksi rata-rata populasi atau nilai rata-rata variabel respon berdasarkan nilai variabel penjelas yang diketahui adalah analisis regresi (Gujarati, 2004). Namun pada analisis regresi tidak memperhatikan adanya kedekatan wilayah. Padahal objek penelitian yang digunakan pada tugas akhir ini mengandung aspek wilayah sehingga perlu penggunaan metode statistika lain yang juga memperhatikan faktor kedekatan wilayah. Salah satu metode tersebut adalah regresi spasial yang merupakan pengembangan dari metode analisis regresi linear, di mana aspek lokasi juga ikut diperhatikan (Anselin, 1988).

Salah satu metode regresi spasial yang dikembangkan oleh Anselin (1988) adalah *Spatial Durbin Model* (Model Durbin Spasial). Pada model durbin spasial, pengaruh lag spasial yang diperhitungkan tidak hanya pada variabel respon saja, namun juga pada variabel penjelas. Metode ini menggunakan data spasial area sebagai pendekatannya. Maka dari itu, perlu adanya matriks pembobot untuk menentukan bobot antar lokasi yang diamati berdasarkan hubungan ketetanggaan antar lokasi. Matriks pembobot yang digunakan pada tugas akhir ini adalah *Queen Contiguity* yang didasarkan pada persinggungan sisi dan sudut antar lokasi yang diamati.

Setelah dilakukan identifikasi dengan menggunakan analisis regresi berganda dan model durbin spasial, akan dipilih model terbaik diantara keduanya. Setelah mengidentifikasi faktor-faktor yang paling berpengaruh terhadap produksi perikanan tangkap perairan umum daratan, diharapkan dapat meningkatkan produktivitas bidang perikanan Provinsi Jawa Tengah. Dengan meningkatnya produksi perikanan maka dapat menjadi sumber devisa dan pendapatan asli daerah.

2. TINJAUAN PUSTAKA

2.1 Produksi Perikanan Tangkap Perairan Umum Daratan

Produksi perikanan tangkap mencakup semua hasil penangkapan ikan ataupun binatang air bahkan tanaman air yang ditangkap dari perairan umum daratan baik yang diusahakan oleh perusahaan perikanan maupun rumah tangga perikanan, baik yang dijual maupun dikonsumsi sendiri oleh nelayan atau rumah tangga perikanan. Namun ikan hasil penangkapan yang ditangkap dalam rangka olah raga dan rekreasi atau kegemaran serta yang dibuang ke laut segera setelah ikan, binatang air ataupun tanaman air yang tertangkap tidak ikut dalam perhitungan produksi perikanan tangkap perairan umum daratan (KKP, 2011).

2.2 Regresi Berganda

Menurut Ghazali (2009), regresi linier berganda digunakan untuk menguji pengaruh dua atau lebih variabel penjelas (X) terhadap satu variabel respon (Y) yang dinyatakan dalam persamaan berikut:

$$Y_i = \alpha_0 + \alpha_1 X_{1i} + \dots + \alpha_p X_{pi} + \varepsilon_i$$

2.2.1 Estimasi Parameter

Maksimum likelihood adalah metode yang dapat digunakan untuk mengestimasi parameter dalam regresi. Fungsi maksimum *likelihood* yang terbentuk berasal dari fungsi densitas distribusi normal. Karena nilai Y bersifat independen, maka didapatkan fungsi densitas bersama. Fungsi densitas bersama dapat diubah menjadi persamaan dengan penjumlahan eksponen dan selanjutnya disebut fungsi maksimum *likelihood* sebagai berikut (Kutner, 2005):

$$L(\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p) = \frac{1}{(\sigma\sqrt{2\pi})^n} e^{-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n \left[\frac{Y_i - (\beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \dots + \beta_p X_{pi})}{\sigma} \right]^2}$$

Selanjutnya dilakukan operasi logaritma natural (ln) pada fungsi maksimum *likelihood* dan ln fungsi maksimum *likelihood* yang terbentuk diturunkan terhadap setiap parameter $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_p$ dan disamadengankan nol (0). Hasil turunan tersebut dapat digunakan untuk mencari nilai estimasi dari masing-masing parameter karena turunan kedua dari ln fungsi maksimum *likelihood* memiliki nilai kuang dari nol (0). Berikut adalah persamaan untuk mendapatkan nilai estimasi dari masing-masing parameter:

$$\widehat{\beta}_0 = \frac{\sum_{i=1}^n Y_i - (\sum_{k=1}^p \beta_k \sum_{i=1}^n X_{ki})}{n}$$

$$\widehat{\beta}_k = \frac{\sum_{i=1}^n X_{ki} Y_i - (\beta_0 \sum_{i=1}^n X_{ki} + \sum_{j=1, j \neq k}^p \beta_j \sum_{i=1}^n X_{ki} X_{ji})}{\sum_{i=1}^n X_{ki}^2}, k = 1, 2, \dots, p$$

2.2.2 Uji Asumsi

Uji asumsi yang harus terpenuhi dalam analisis regresi berganda adalah uji normalitas dan uji non-multikolinieritas.

- Uji Normalitas

Salah satu metode yang dapat digunakan untuk mendeteksi asumsi normalitas adalah *Kolmogorov-Smirnov*. Uji Kolmogorov-Smirnov memusatkan perhatian pada simpangan terbesar D (deviasi maksimum), yaitu selisih maksimum dari frekuensi kumulatif distribusi normal dan frekuensi kumulatif observasi. Hipotesis yang digunakan adalah:

H_0 = Residual berdistribusi normal

H_1 = Residual tidak berdistribusi normal

Statistik uji (Daniel, 1989):

$$D = \sup |S(X) - F_o(X)|$$

dimana

$S(X)$ = probabilitas kumulatif dari data pengamatan

$F_o(X)$ = probabilitas kumulatif distribusi normal

Daerah keputusan: H_0 ditolak jika $D > D(1 - \frac{\alpha}{2})$ atau p-value $< \alpha = 0,05$.

- Uji Non-Multikolinieritas

Multikolinieritas menunjukkan adanya hubungan linier yang sempurna di antara variabel-variabel bebas dalam model regresi. Multikolinieritas tidak berlaku untuk hubungan yang bukan linier (Supranto, 2004). Jika nilai VIF tidak lebih dari 10 maka model dinyatakan tidak mengandung multikolinieritas. Dalam model regresi diharapkan tidak terjadi multikolinieritas.

2.2.3 Uji Signifikansi Parameter

Menurut Ghazali (2009), uji signifikansi parameter menunjukkan seberapa jauh pengaruh satu variabel penjelas terhadap variabel respon dengan menganggap variabel penjelas lainnya konstan. Uji t untuk menguji koefisien parsial dari regresi dengan menggunakan hipotesis:

$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0$

$H_1 : \text{minimal ada } \beta_k \neq 0, \text{ dimana } k = 1, 2, \dots, p$

Statistik uji:

$$t_{hitung} = \frac{\widehat{\beta}_k}{se(\widehat{\beta}_k)}$$

Dimana:

$\widehat{\beta}_k$ = koefisien parameter ke- k

$$se(\widehat{\beta}_k) = \sqrt{\text{var}(\widehat{\beta}_k)} = \text{standard error koefisien parameter ke- } k$$

Daerah keputusan : H_0 ditolak jika $|t_{hitung}| > t_{\alpha/2;(n-p-1)}$

2.2.4 Uji Kesesuaian Model

Menurut Ghozali (2009), uji kesesuaian model digunakan untuk mengetahui apakah semua variabel penjelas pada model mempunyai pengaruh secara bersama-sama atau simultan terhadap variabel respon. Hipotesis yang digunakan untuk uji kecocokan model adalah:

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_p = 0$$

$$H_1 : \text{minimal ada } \beta_k \neq 0, \text{ dimana } k = 1, 2, \dots, p$$

Statistik uji:

$$F_{hitung} = \frac{JKR/p}{JKG/(n-p-1)}$$

Daerah keputusan : H_0 ditolak jika $F_{hitung} > F_{\alpha;(p);(n-p-1)}$

2.3 Model Durbin Spasial

Model durbin spasial tidak hanya memiliki spasial lag pada variabel respon, tetapi juga memiliki spasial lag pada variabel penjelas (Anselin, 1988). Model SDM dinyatakan pada persamaan berikut:

$$Y_i = \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} y_j + \alpha + \sum_{k=1}^p \beta_k x_{ik} + \sum_{k=1}^p \sum_{j=1}^n \theta_k (w_{ij} x_{kj}) + \varepsilon_i$$

Atau dapat ditulis dalam persamaan berikut:

$$Y = \rho WY + Z\delta + \varepsilon$$

Dengan:

$$Z = [I \quad X \quad WX] \text{ dan } \delta = [\alpha \quad \beta \quad \theta]^T$$

2.3.1 Estimasi Parameter Model Durbin Spasial

a. Estimasi Parameter ρ

Fungsi logaritma natural untuk mengestimasi ρ adalah sebagai berikut:

$$\ln(L(\rho)) = C - \frac{n}{2} \ln\left((e_0 - \rho e_d)^T (e_0 - \rho e_d)\right) + \ln |I - \rho W|$$

Dimana C adalah konstanta yang tidak bergantung pada parameter ρ . Besar parameter ρ adalah pada rentang $1/\lambda_{min} < \rho < 1/\lambda_{max}$ dengan λ adalah nilai

eigen dari matriks W yang terstandarisasi (LeSage, 1999).

b. Estimasi Parameter δ

Estimasi parameter δ adalah sebagai berikut:

$$\widehat{\delta} = (Z^T Z)^{-1} Z^T (I - \rho W) Y$$

$$\widehat{\delta} = (Z^T Z)^{-1} Z^T Y - \rho (Z^T Z)^{-1} Z^T W Y = \widehat{\delta}_0 - \rho \widehat{\delta}_d$$

Estimator $\widehat{\delta}_0$ dan $\widehat{\delta}_d$ diperoleh dari model $Y = Z\delta_0 + e_0$ dan $WY = Z\delta_d + e_d$ melalui model OLS, sehingga estimasi parameter δ menjadi:

$$\widehat{\delta} = \widehat{\delta}_0 - \rho \widehat{\delta}_d$$

c. Estimasi Parameter σ^2

Berikut adalah persamaan untuk estimasi parameter σ^2 :

$$\widehat{\sigma^2} = \frac{(e_0 - \rho e_d)^T (e_0 - \rho e_d)}{n}$$

2.3.2 Matriks Pembobot Spasial

Matriks pembobot yang digunakan pada penelitian ini adalah *queen contiguity*. Daerah pengamatannya ditentukan berdasarkan sisi-sisi yang saling bersinggungan dan sudut juga diperhitungkan. Ilustrasi untuk *queen contiguity* dapat dilihat pada gambar di bawah ini, dimana unit B1, B2, B3, dan B4 serta C1, C2, C3, dan C4 merupakan tetangga dari unit A.

	Unit C1	Unit B2	Unit C2	
	Unit B1	Unit A	Unit B3	
	Unit C4	Unit B4	Unit C3	

Matriks pembobot spasial w_{ij} yang terbentuk berukuran $n \times n$, dimana setiap elemen matriks menggambarkan ukuran kedekatan antara pengamatan i dan j . Matriks pembobot spasial mendefinisikan $w_{ij} = 1$ jika lokasi bersinggungan sisi dan sudut serta $w_{ij} = 0$ untuk lokasi lainnya (LeSage, 1999).

2.3.3 Uji Efek Spasial

Untuk mengetahui adanya efek spasial, dapat dilakukan dengan 2 cara, yaitu uji dependensi spasial dan heterogenitas spasial. Pengujian dependensi spasial dapat menggunakan metode *Moran's I* sedangkan pengujian heterogenitas spasial digunakan metode *Breusch-Pagan Test*.

1. Uji Dependensi Spasial

Uji dependensi spasial atau autokorelasi antar lokasi dilakukan dengan menggunakan metode *Moran's I* (I_m). Hipotesis yang digunakan adalah:

$$H_0 : I = 0 \text{ (Tidak ada dependensi antar lokasi)}$$

$$H_1 : I \neq 0 \text{ (Ada dependensi antar lokasi)}$$

Statistik uji (Lee dan Wong, 2000):

$$Z_{hitung} = \frac{I - E(I)}{\sqrt{var(I)}}$$

Daerah keputusan: H_0 ditolak jika $|Z_{hitung}| > Z_{\alpha/2}$

2. Uji Heterogenitas Spasial

Pengujian ini menunjukkan adanya keragaman antarlokasi dimana setiap lokasi memiliki struktur dan parameter hubungan yang berbeda. Untuk melakukan pengujian heterogenitas spasial digunakan metode *Breusch-Pagan Test* (Anselin, 1988) dengan hipotesis sebagai berikut:

$$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_n^2 = \sigma^2 \text{ (Ada kesamaan varian/ homoskedastisitas)}$$

$$H_1 : \text{Minimal terdapat satu } \sigma_i^2 \neq \sigma^2 \text{ (Terjadi heteroskedastisitas)}$$

Statistik uji:

$$BP = \frac{1}{2} \mathbf{f}^T \mathbf{Z} (\mathbf{Z}^T \mathbf{Z})^{-1} \mathbf{Z}^T \mathbf{f} \sim X^2_{(p)}$$

Dengan elemen vektor \mathbf{f} adalah:

$$f_i = \left(\frac{\varepsilon_i^2}{\sigma^2} - 1 \right)$$

Daerah keputusan : H_0 ditolak jika $BP > X^2_{(\alpha;p)}$

2.3.4 Uji Signifikansi Parameter

Pengujian signifikansi parameter pemodelan spasial menggunakan uji *wald* (Anselin, 1988). Untuk menguji parameter ρ digunakan hipotesis sebagai berikut:

$$H_0 : \rho = 0$$

$$H_1 : \rho \neq 0$$

Statistik uji:

$$Wald_{\rho} = \frac{\hat{\rho}^2}{var(\hat{\rho})}$$

Sedangkan untuk menguji parameter β_k , hipotesis yang digunakan adalah:

$$H_0 : \beta_k = 0$$

$$H_1 : \beta_k \neq 0$$

Statistik uji:

$$Wald_{\beta_k} = \frac{\hat{\beta}_k^2}{var(\hat{\beta}_k)}$$

Menguji parameter θ_k , menggunakan hipotesis berikut:

$$H_0 : \theta_k = 0$$

$$H_1 : \theta_k \neq 0$$

Statistik uji:

$$Wald_{\sigma^2} = \frac{\hat{\theta}_k^2}{var(\hat{\theta}_k)}$$

Daerah keputusan : H_0 ditolak jika $Wald > X^2_{(\alpha;1)}$

2.3.5 Uji Kesesuaian Model

Pengujian kesesuaian model durbin spasial menggunakan hipotesis:

$$H_0 : \rho = \beta_1 = \dots = \beta_p = \theta_1 = \dots = \theta_p = 0$$

$$H_1 : \text{minimal ada salah satu parameter} \neq 0$$

Statistik uji (Kosfeld, 2010):

$$F_{hitung} = \frac{(JKT-JKG)/t}{JKG/(n-t-1)}$$

Daerah keputusan : H_0 ditolak jika $F_{hitung} > F_{\alpha,t,n-t-1}$

2.4 Pemilihan Model Terbaik

Setelah data dianalisis menggunakan regresi berganda dan model durbin spasial, maka akan dipilih model terbaik diantara keduanya. Pemilihan model terbaik dapat dilihat dari nilai koefisien determinasi (R^2). Koefisien determinasi digunakan untuk mengetahui seberapa jauh kemampuan model dalam menerangkan variasi variabel respon. Nilai koefisien determinasi antara nol hingga satu. Nilai R^2 yang kecil berarti kemampuan variabel-variabel penjelas dalam menjelaskan variasi variabel respon amat terbatas, begitu sebaliknya. Pemilihan model terbaik dapat dilihat dari nilai R^2 yang lebih besar. Koefisien determinasi dapat dihitung menggunakan rumus berikut:

$$R^2 = \frac{JKR}{JKT} = 1 - \frac{JKG}{JKT}$$

3. METODE PENELITIAN

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data sekunder yang berasal dari Dinas Kelautan dan Perikanan Provinsi Jawa Tengah. Objek yang digunakan dalam penelitian adalah data produksi perikanan tangkap perairan umum daratan provinsi Jawa Tengah yang terdiri atas 29 kabupaten dan 6 kota. Data yang digunakan adalah data tahun 2013.

Variabel yang digunakan dalam penelitian adalah 1 variabel respon (produksi perikanan tangkap perairan umum daratan) dan 4 variabel penjelas (jumlah RTP/PP, jumlah kapal, jumlah unit penangkap ikan, serta banyaknya trip penangkapan).

4. HASIL DAN PEMBAHASAN

4.1 Analisis Regresi Berganda

Analisis regresi berganda yang digunakan pada penelitian ini menggunakan estimasi maksimum likelihood.

4.1.1 Estimasi Parameter

Nilai estimasi untuk masing-masing $\widehat{\beta}_0, \widehat{\beta}_1, \widehat{\beta}_2, \widehat{\beta}_3,$ dan $\widehat{\beta}_4$ adalah 17,23; -0,007; 0,167; 0,156; 0,007. Sehingga model regresi berganda dengan estimasi maksimum *likelihood* sebagai berikut:

$$\widehat{Y}_i = 17,23 - 0,007 X_{1i} + 0,167 X_{2i} + 0,156 X_{3i} + 0,007 X_{4i}$$

4.1.2 Uji Asumsi

Pada metode regresi berganda dengan estimasi maksimum *likelihood*, pengujian asumsi hanyalah normalitas dan non-multikolinieritas. Uji asumsi di bawah adalah hasil transformasi dengan “sqrt” pada variabel respon karena uji normalitas tidak terpenuhi.

a. Uji Normalitas

Uji normalitas untuk menguji residual dari data apakah berdistribusi normal atau tidak, dapat dideteksi dengan kolmogorov-smirnov. Salah satu software yang dapat digunakan untuk uji normalitas dengan kolmogorov-smirnov adalah Minitab 14. Terlihat nilai p-value =0,021 artinya bahwa residual dari data tidak berdistribusi normal karena nilai p-value $< \alpha = 0,05$.

Karena nilai residual tidak berdistribusi normal, sehingga perlu dilakukan transformasi. Transformasi yang dilakukan pada data adalah akar pangkat dua dari variabel respon (Y). Selanjutnya dilakukan pengecekan ulang uji normalitas. Dari output menunjukkan nilai p-value $> 0,150$ yang artinya bahwa residual dari data berdistribusi normal karena nilai p-value $> \alpha = 0,05$.

b. Uji Non-Multikolinieritas

Untuk uji multikolinieritas dapat dilihat dari nilai *Variance Inflation Factor* (VIF) dari masing-masing variabel penjelas terhadap variabel respon. Pada model yang telah terbentuk menunjukkan bahwa asumsi non-multikolinieritas terpenuhi. Hal tersebut dapat dilihat pada dimana nilai VIF untuk variabel penjelas < 10 .

4.1.3 Estimasi Parameter Setelah Transformasi

Estimasi parameter $\widehat{\beta}_0, \widehat{\beta}_1, \widehat{\beta}_2, \widehat{\beta}_3,$ dan $\widehat{\beta}_4$ yang didapat adalah 8,183; -0,0004; 0,0029; 0,0042; dan 0,0001. Sehingga model yang terbentuk adalah sebagai berikut:

$$\sqrt{\widehat{Y}_i} = 8,183 - 0,0004 X_{1i} + 0,0029 X_{2i} + 0,0042 X_{3i} + 0,0001 X_{4i}$$

4.1.4 Uji Signifikansi Parameter

Hipotesis

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_4 = 0$$

$$H_1 : \text{minimal ada } \beta_k \neq 0, \text{ dimana } k = 1, 2, \dots, 4$$

Statistik uji:

Tabel 1. Uji Signifikansi Parameter

Parameter	Koefisien	SE Koefisien	t-hitung	Kesimpulan
$\widehat{\beta}_0$	19,8227	0,85198	23,27	Signifikan
$\widehat{\beta}_1$	-0,0004	0,00173	-0,23	Tidak Signifikan
$\widehat{\beta}_2$	0,0029	0,00248	1,16	Tidak Signifikan
$\widehat{\beta}_3$	0,0042	0,00207	2,02	Tidak Signifikan
$\widehat{\beta}_4$	0,0001	0,00003	4,42	Signifikan

Daerah keputusan: H_0 ditolak jika $|t_{hitung}| > t_{0,025;30}$

Kesimpulan: Pada taraf signifikansi 5%, parameter $\widehat{\beta}_0$ dan $\widehat{\beta}_4$ berpengaruh signifikan terhadap model karena nilai $|t_{hitung}| > t_{0,025;30} = 2,04227$. Sedangkan untuk parameter $\widehat{\beta}_1, \widehat{\beta}_2,$ dan $\widehat{\beta}_3$ tidak berpengaruh secara signifikan terhadap model karena $|t_{hitung}| < t_{0,025;30} = 2,04227$.

4.1.5 Uji Kesesuaian Model

Hipotesis

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_4 = 0$$

$$H_1 : \text{minimal ada } \beta_k \neq 0, \text{ dimana } k = 1, 2, \dots, 4$$

Statistik uji:

$$F_{hitung} = \frac{JKR/p}{JKG/(n-p-1)}$$

$$F_{hitung} = \frac{4555,75/4}{762,17/(35-4-1)} = \frac{1138,94}{25,41} = 44,83$$

Daerah keputusan : H_0 ditolak jika $F_{hitung} > F_{0,05;4;30}$

Kesimpulan: Pada taraf signifikansi 5%, H_0 ditolak karena nilai $F_{hitung} = 44,83 > F_{0,05;4;30} = 2,69$. Artinya bahwa model yang telah terbentuk sesuai untuk menggambarkan hubungan antara variabel respon dan variabel penjelas.

4.1.6 Koefisien Determinasi (R^2)

$$R^2 = \frac{JKR}{JKT} = \frac{4555,75}{5317,91} = 0,857$$

Nilai R^2 digunakan untuk mengetahui seberapa jauh kemampuan model dalam menerangkan variasi variabel respon. Nilai R^2 sebesar 0,857 di atas berarti bahwa 85,7% variabel penjelas mempengaruhi variabel respon dan sisanya sebesar 14,3% variabel respon dipengaruhi oleh faktor lain.

4.2 Model Durbin Spasial

Langkah awal untuk memodelkan durbin spasial adalah menentukan matriks pembobot spasial yang digunakan. Selanjutnya uji efek spasial yang terdiri dari uji dependensi spasial dan uji heterogenitas spasial. Uji dependensi spasial dapat menggunakan uji *Moran's I*. Nilai *Moran's I* dari masing-masing variabel pada Tabel 2 berikut:

Tabel 2. Nilai *Moran's I*

Variabel	<i>Moran's I</i>	p-value
Y	0,16825905	0,0446
X ₁	0,16330617	0,04876
X ₂	- 0,12496675	0,7943
X ₃	0,16738085	0,04532
X ₄	0,05292649	0,2395

Dari tabel di atas terlihat bahwa adanya dependensi antar lokasi untuk variabel Y, X₁, dan X₃, sedangkan untuk variabel X₂ dan X₄ tidak ada dependensi antar lokasi. Karena variabel respon dan beberapa variabel penjelas menunjukkan adanya dependensi antar lokasi, maka model durbin spasial dapat digunakan untuk analisis.

Uji heterogenitas spasial dapat menggunakan uji *breusch pagan*. Nilai p-value untuk uji *breusch pagan* adalah sebesar 0,0001467 yang artinya terjadi heteroskedastisitas (adanya keragaman antar lokasi).

Selanjutnya dilakukan estimasi parameter model durbin spasial, dimana nilai estimasi dan p-value untuk masing-masing parameter dapat dilihat pada Tabel 3 berikut:

Tabel 3. Estimasi Parameter Model Durbin Spasial

Parameter	Koefisien	p-value
ρ	-0,0388400	0,86622
Konstanta	-100,5700000	$1,177 \times 10^{-5}$
X_1	-0,0371074	0,59143
X_2	0,1993139	0,04384
X_3	0,1888019	0,01725
X_4	0,0065598	$2,201 \times 10^{-8}$
Lag. X_1	-0,1953447	0,10710
Lag. X_2	-0,0909706	0,74202
Lag. X_3	0,1855977	0,31128
Lag. X_4	0,0029865	0,39419

Sehingga model durbin spasial yang terbentuk adalah

$$\hat{Y}_i = -0,03884 \sum_{j=1}^n w_{ij} Y_j - 100,57 - 0,037 X_{i1} + 0,199 X_{i2} + 0,188 X_{i3} + 0,006 X_{i4} - 0,195 \sum_{j=1}^n w_{ij} X_{1j} - 0,091 \sum_{j=1}^n w_{ij} X_{2j} - 0,186 \sum_{j=1}^n w_{ij} X_{3j} - 0,003 \sum_{j=1}^n w_{ij} X_{4j}$$

4.2.1 Uji Normalitas

Untuk menguji residual dari model durbin spasial apakah berdistribusi normal atau tidak, dapat menggunakan kolmogorov-smirnov. Nilai p-value sebesar $0,064 > \alpha = 0,05$, artinya bahwa residual dari model berdistribusi normal.

4.2.2 Uji Signifikansi Parameter

Uji signifikansi parameter untuk model durbin spasial dapat menggunakan uji wald. Uji wald untuk parameter model durbin spasial dapat dilihat pada tabel sebelumnya. Terlihat bahwa untuk parameter konstanta, X_2 , X_3 , dan X_4 berpengaruh secara signifikan, sedangkan parameter lain yaitu X_1 , lag. X_1 , lag. X_2 , lag. X_3 , serta lag. X_4 tidak berpengaruh signifikan. Hal tersebut terlihat dari nilai p-value dari masing-masing parameter. Parameter signifikan jika nilai p-value $< 0,05$ dan sebaliknya.

4.2.3 Uji Kesesuaian Model

Hipotesis

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_4 = 0$$

$$H_1 : \text{minimal ada } \beta_k \neq 0, \text{ dimana } k = 1, 2, \dots, 4$$

Statistik uji:

$$F_{hitung} = \frac{(JKT-JKG)/t}{JKG/(n-t-1)}$$

$$F_{hitung} = \frac{(10787714-1020040)/9}{1020040/(35-9-1)} = 26,59936$$

Daerah keputusan : H_0 ditolak jika $F_{hitung} > F_{0,05;9;25}$

Kesimpulan: Pada taraf signifikansi 5%, H_0 ditolak karena nilai $F_{hitung} = 26,59936 > F_{0,05;9;25} = 2,28$. Artinya bahwa model yang telah terbentuk sesuai untuk menggambarkan hubungan antara variabel respon dan variabel penjelas.

4.2.4 Koefisien Determinasi (R^2)

$$R^2 = 1 - \frac{JKG}{JKT} = 1 - \frac{1020040}{10787714} = 0,9054$$

Nilai R^2 sebesar 0,9054 di atas berarti bahwa 90,54% variabel penjelas mempengaruhi variabel respon dan sisanya sebesar 9,46% variabel respon dipengaruhi oleh faktor lain.

4.3 Interpretasi Model Terbaik

Setelah diperoleh kedua model antara regresi berganda dengan estimasi maksimum likelihood dan model durbin spasial, selanjutnya dicari model terbaik diantara keduanya, yaitu model durbin spasial. Misalnya akan dicari sebuah nilai penduga produksi perikanan tangkap perairan umum daratan untuk Kabupaten Pati, harus diperhatikan daerah mana saja yang bersinggungan langsung dengan wilayah tersebut. Kabupaten/kota yang bersinggungan langsung dengan Kabupaten Pati ada 5 yaitu Kabupaten Rembang, Kabupaten Kudus, Kabupaten Jepara, Kabupaten Grobogan, dan Kabupaten Blora. Sehingga Model yang terbentuk adalah sebagai berikut:

$$\hat{Y}_{13} = -0,03884(Y_8 + Y_{15} + Y_{26} + Y_{27} + Y_{32}) - 100,57 - 0,037X_{i1} + 0,199 X_{i2} + 0,188 X_{i3} + 0,006 X_{i4} - 0,195 (X_{18} + X_{115} + X_{12} + X_{127} + X_{132}) - 0,091 (X_{28} + X_{215} + X_{22} + X_{227} + X_{232}) - 0,186 (X_{38} + X_{315} + X_{32} + X_{327} + X_{332}) - 0,003 (X_{48} + X_{415} + X_{42} + X_{427} + X_{432})$$

5. KESIMPULAN

Model terbaik diantara regresi berganda dengan maksimum *likelihood* dan model durbin spasial adalah model durbin spasial yang memiliki nilai koefisien determinasi (R^2) yang lebih besar yaitu sebesar 0,9054. Pada regresi berganda dengan maksimum *likelihood* memiliki nilai koefisien determinasi (R^2) sebesar 0,857. Selain nilai koefisien determinasi (R^2) yang lebih besar, pada model durbin spasial juga memiliki variabel penjelas yang berpengaruh signifikan lebih banyak, yaitu banyaknya alat tangkap, jumlah kapal, serta banyaknya trip penangkapan. Sedangkan pada regresi berganda dengan maksimum *likelihood*, hanya variabel trip penangkapan yang berpengaruh signifikan.

DAFTAR PUSTAKA

- [KKP] Kementerian Kelautan dan Perikanan. 2011. *Statistik Perikanan Tangkap Indonesia, 2010*. Jakarta : Direktorat Jenderal Perikanan Tangkap.
- Anselin, L. 1988. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. The Netherlands : Kluwer Academic Publishers.
- Daniel, W.W. 1989. *Statistika Nonparametrik Terapan*. Diterjemahkan oleh: Widodo, A. T. K. Jakarta : PT. Gramedia. Terjemahan dari: Applied Nonparametric Statistics.
- Ghozali, I. 2009. *Ekonometrika Teori, Konsep dan Aplikasi dengan SPSS 17*. Semarang : Badan Penerbit Universitas Diponegoro.
- Gujarati, D. 2004. *Basic Econometrics, Fourth Edition*. The McGraw-Hill Companies.
- Kosfeld, R. 2010. *Spatial Econometrics*. University of Kassel. <http://www.uni-kassel.de/~rkosfeld/lehre/spatial.html> (Diakses 13 Maret 2016)
- Kutner, M. H. 2005. *Applied linear regression models, Fifth Edition*. New York: The McGraw-Hill Companies.
- Lee J. dan Wong D.W.S. 2000. *Statistical analysis with ArcView GIS*. USA. John Wiley & Sons, Inc.
- LeSage, J. P. 1999. *The Theory and Practice of Spatial Econometrics*. University of Toledo.
- Nugroho, A. 2014. *Taiwan Business Club Indonesia Tertarik Potensi Perikanan Jawa Tengah*. <http://jurnalmaritim.com/2014/12/taiwan-business-club-indonesia-tertarik-potensi-perikanan-jawa-tengah/> (Diakses 14 Mei 2016).
- Purnomo, K. 2009. "Sumber daya ikan perairan umum daratan di Indonesia terabaikan". *Pusat Riset Perikanan Tangkap*. Vol.1, No.1, 1-15.
- Supranto, J. 2004. *Ekonometrika Buku Kedua*. Jakarta : Ghalia Indonesia.