

## EL NINO, LA NINA, DAN PENAWARAN PANGAN DI JAWA, INDONESIA

Arini Wahyu Utami, Jamhari, dan Suhatmini Hardyastuti

Jurusan Sosial Ekonomi Pertanian, Fakultas Pertanian, Universitas Gadjah Mada  
Jalan Flora Nomor 1 Bulaksumur Yogyakarta 55281, Telepon/Fax. +62-0274-516656

Diterima 20 Mei 2011 / Disetujui 17 Oktober 2011

**Abstract:** Paddy and maize are two important food crops in Indonesia and mainly produced in Java Island. This research aimed to know the impact of El Nino and La Nina on paddy and maize farmer's supply in Java. Cross sectional data from four provinces in Java was combined with time series data during 1987-2006. Paddy supply was estimated using log model, while maize supply used autoregressive model; each was estimated using two types of regression function. First, it included dummy variable of El Nino and La Nina to know their influence into paddy and maize supply. Second, Southern Oscillation Index was used to analyze the supply changing when El Nino or La Nina occur. The result showed that El Nino and La Nina did not influence paddy supply, while La Nina influenced maize supply in Java. Maize supply increased when La Nina occurred.

**Keywords:** El Nino, La Nina, autoregressive model, paddy crop, food supply

**Abstrak:** Padi dan jagung merupakan dua tanaman pangan penting di Indonesia dan terutama diproduksi di Pulau Jawa. Penelitian ini bertujuan untuk mengetahui dampak El Nino dan La Nina terhadap penawaran padi dan jagung tingkat petani di Jawa. Data cross section dari empat provinsi di Jawa digabungkan dan dianalisis bersama dengan data deret waktu tahun 1987-2006. Fungsi penawaran padi dan jagung dianalisis menggunakan OLS. Penawaran padi diestimasi dengan model log, sedangkan penawaran jagung dengan model autoregresif; masing-masing dianalisis menggunakan dua persamaan regresi. Pertama, digunakan variabel dummy kejadian El Nino dan La Nina untuk mengetahui pengaruhnya terhadap penawaran padi dan jagung; kedua, nilai IOS dimasukkan untuk mengetahui seberapa besar pengaruh El Nino dan La Nina terhadap penawaran padi dan jagung. Dari penelitian diketahui bahwa El Nino dan La Nina tidak mempengaruhi penawaran padi, sedangkan La Nina mempengaruhi penawaran jagung di Jawa. Penawaran jagung di Jawa meningkat pada saat terjadi La Nina.

**Kata kunci:** El Nino, model autoregresif, La Nina, penawaran padi, penawaran pangan

### PENDAHULUAN

Pangan merupakan salah satu kebutuhan dasar manusia. Di Indonesia, padi dan jagung merupakan dua tanaman pangan penting yang banyak diproduksi oleh petani, terutama di Pulau Jawa. Produksi kedua tanaman pangan tersebut sangat mudah terpengaruh oleh keadaan iklim karena merupakan tanaman semusim yang masa penanamannya berjangka pendek, kurang

lebih 2-4 bulan.

Kebijakan Umum Ketahanan Pangan 2006-2009 oleh Dewan Ketahanan Pangan Indonesia menyebutkan bahwa padi dan jagung merupakan dua komoditas pangan strategis di Indonesia. Padi menghasilkan beras yang menjadi makanan pokok bagi sebagian besar masyarakat Indonesia. Jagung merupakan tanaman pangan penting sumber karbohidrat kedua setelah beras di Indonesia. Penduduk beberapa daerah,

seperti Madura dan Nusa Tenggara Timur, masih menggunakan jagung sebagai makanan pokok. Selain itu, penggunaan jagung saat ini meningkat sangat pesat seiring dengan pesatnya perkembangan usaha ternak (Erwidodo *et al.*, 2003 *cit.* Ariyanti, 2008). Produksi padi dan jagung terkonsentrasi di wilayah Pulau Jawa. Lebih dari 50 persen produksi padi dan jagung dihasilkan oleh provinsi-provinsi di Pulau Jawa (Dewan Ketahanan Pangan, 2006). Untuk itulah, Pulau Jawa merupakan wilayah penting bagi produksi tanaman pangan, terutama padi dan jagung sebagai komoditas pangan strategis.

Salah satu anomali iklim yang dapat mempengaruhi tanaman semusim karena pengaruhnya terhadap curah hujan adalah El Nino dan La Nina. El Nino diketahui menyebabkan penurunan curah hujan, sedangkan La Nina menyebabkan kenaikan curah hujan di atas normal. Terpengaruhnya produksi padi dan jagung akan mempengaruhi penawaran di tingkat petani/produsen, dan kemudian juga akan mempengaruhi kesejahteraan petani.

El Nino (kadang-kala juga disebut *El Nino-Southern Oscillation/ENSO*) merupakan fenomena naiknya suhu permukaan laut di timur dan tengah di kawasan tropis Samudera Pasifik. Kebalikan dari fenomena ini, yaitu menghangatnya suhu permukaan laut di kawasan tersebut, disebut *La-Nina*. El Nino sebenarnya merupakan sebuah fenomena alami yang telah terjadi sejak berabad-abad yang lalu, walaupun

tidak selalu dengan pola yang sama. Biasanya El Nino muncul setiap 2-7 tahun sekali. Pemanasan global dewasa ini menyebabkan terjadinya anomali iklim El Nino dan La Nina yang makin sering dan panjang durasinya.

Anomali iklim El Nino dan La Nina tidak hanya terjadi di wilayah Indonesia, namun juga meliputi wilayah yang luas, yaitu Amerika Serikat, Jepang, dan Australia. Kedua kejadian tersebut dapat merugikan. Pada kejadian El Nino, ketersediaan air untuk pertanian berkurang sehingga produksi dan produktivitas tanaman menurun atau bahkan tidak panen karena tanaman mengalami kekeringan. Sementara pada kejadian La Nina, ketersediaan air dapat menjadi berlebihan dan menyebabkan banjir sehingga tanaman mengalami gagal panen. Kedua kejadian anomali iklim tersebut diketahui telah membuat kerusakan pada tanaman padi di Indonesia (*Tabel 1*).

Kerusakan lahan pertanian tanaman pangan karena anomali iklim El Nino dan La Nina dapat diartikan bahwa produksi tanaman akan terpengaruh oleh kedua kejadian tersebut. Tanaman pangan pada umumnya merupakan tanaman semusim yang memiliki siklus hidup pendek. Dampak El Nino dan La Nina dapat diketahui langsung dari perubahan kuantitas produksi tanaman padi dan jagung. Secara ekonomi, produksi pangan yang fluktuatif karena anomali iklim akan ikut pula mempengaruhi ketersediaan atau kuantitas padi dan jagung

**Tabel 1. Luas Tanaman Padi di Indonesia yang Terkena Banjir, Kekeringan dan Puso Tahun 1987-2006**

Tahun	Keadaan iklim	Terkena banjir (ha)	Kekeringan (ha)	Puso (ha)
1987	El Nino	-	430.170	-
1988	La Nina	130.375	87.373	44.049
1989	Normal	96.540	36.143	15.290
1990	Normal	66.901	54.125	19.163
1991	El Nino	38.006	867.997	198.054
1992	Normal	50.360	42.409	16.882
1993	Normal	78.480	66.992	47.259
1994	El Nino	132.975	544.442	194.025
1995	La Nina	218.144	28.580	51.571
1996	Normal	107.385	59.560	50.649
1997	El Nino	58.974	504.021	102.254
2002	El Nino	-	350.000	42.000
2003	La Nina	42.000	-	7.000
2006	El Nino	-	28.095	404

Sumber: Meiviana *et al.*, 2004; Irianto dan Suciandini, 2006

yang dapat ditawarkan di tingkat petani. Dengan demikian, penelitian ini bertujuan untuk: (1) mengetahui perubahan produksi padi dan jagung dalam situasi El Nino dan La Nina di Jawa; dan (2) mengetahui dampak El Nino dan La Nina terhadap penawaran padi dan jagung di Jawa.

## METODE PENELITIAN

### Sumber dan Jenis Data

Data yang digunakan dalam penelitian merupakan data sekunder. Data merupakan gabungan antara data *cross section* dengan data deret waktu (*time series*) kuartalan (empat bulanan) dari tahun 1987-2006 dari empat provinsi di Pulau Jawa, yaitu Jawa Barat, Jawa Tengah, Jawa Timur dan Daerah Istimewa Yogyakarta.

Data yang digunakan meliputi data produksi padi dan jagung, harga padi, jagung, dan kacang tanah di tingkat produsen, luas panen padi dan jagung, harga eceran pupuk urea, serta upah buruh tani mencangkul yang diperoleh dari Badan Pusat Statistik. Semua variabel yang bersatuan Rupiah telah dideflasi dengan nilai Indeks Harga Konsumen (IHK) sehingga data yang dianalisis merupakan nilai riilnya.

Data iklim yang terkait dengan anomali iklim El Nino dan La Nina diperoleh dari Badan Meteorologi, Klimatologi, dan Geofisika, yaitu curah hujan bulanan dan nilai IOS (Indeks Osilasi Selatan). Nilai IOS merupakan salah satu indikator terjadinya El Nino (jika nilainya negatif kurang dari -1) atau La Nina (jika nilainya positif lebih dari +1). Nilai IOS menunjukkan perbedaan tekanan udara di atas permukaan laut (*sea level pressure*) di wilayah Samudera Pasifik antara Darwin dan Tahiti, dengan tahun dasar 1951-1980.

### Metode Analisis

Analisis regresi OLS (*Ordinary Least Square*) digunakan untuk menganalisis pengaruh terjadinya El Nino dan La Nina terhadap penawaran padi atau jagung. Fungsi penawaran padi menggunakan model logaritma sedangkan fungsi penawaran jagung menggunakan model autoregresif. Untuk menganalisis dampak El

Nino dan La Nina terhadap penawaran padi dan jagung, variabel *dummy* kejadian El Nino dan La Nina pertama-tama dimasukkan ke dalam fungsi penawaran (persamaan 1 dan 2). Selanjutnya, untuk mengetahui seberapa besar perubahan penawaran padi dan jagung akibat El Nino dan La Nina, nilai IOS yang merupakan indikator kejadian El Nino dan La Nina dimasukkan ke dalam fungsi penawaran (persamaan 3 dan 4). Model fungsi penawaran padi dan jagung adalah sebagai berikut:

i) fungsi penawaran padi dan jagung dengan *dummy* variabel:

$$\begin{aligned} \ln Q_{pd} = & \beta_0 + \beta_1 \ln P_{pd,t-4} + \beta_2 \ln P_{jg,t-4} \\ & + \beta_3 \ln LP_{pd} + \beta_4 \ln Ur \\ & + \beta_5 \ln Uc + \beta_6 Den \\ & + \beta_7 D_{ln} + e \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \ln Q_{jg} = & \beta_0 + \beta_1 \ln P_{jg,t-4} + \beta_2 \ln P_{ka,t-1} \\ & + \beta_3 \ln LP_{jg} + \beta_4 \ln Ur \\ & + \beta_5 \ln Uc + \beta_6 IOS \\ & + \beta_7 Q_{jg,t-1} + e \end{aligned} \quad (2)$$

(ii) fungsi penawaran padi dan jagung dengan IOS:

$$\begin{aligned} \ln Q_{pd} = & \beta_0 + \beta_1 \ln P_{pdt-4} + \beta_2 \ln P_{jgt-4} \\ & + \beta_3 \ln LP_{pd} + \beta_4 \ln Ur \\ & + \beta_5 \ln Uc + \beta_6 IOS + e \end{aligned} \quad (3)$$

$$\begin{aligned} \ln Q_{jg} = & \beta_0 + \beta_1 \ln P_{jg,t-4} + \beta_2 \ln P_{ka,t-1} \\ & + \beta_3 \ln LP_{jg} + \beta_4 \ln Ur \\ & + \beta_5 \ln Uc + \beta_6 Den \\ & + \beta_7 D_{ln} + \beta_8 Q_{jg,t-1} + e \end{aligned} \quad (4)$$

dimana  $Q_{pd}$  adalah penawaran padi di tingkat petani (ton),  $Q_{jg}$  adalah penawaran jagung di tingkat petani (ton),  $P_{pd,t-4}$  adalah harga gabah di tingkat petani empat kuartal sebelumnya (Rp/kuintal),  $P_{jg,t-4}$  adalah harga jagung di tingkat petani empat kuartal sebelumnya (Rp/kuintal),  $P_{ka,t-1}$  adalah harga kacang tanah di tingkat petani satu kuartal sebelumnya (Rp/kuintal),  $Ur$  adalah harga eceran pupuk urea di pedesaan (Rp/kg),  $Uc$  adalah upah buruh mencangkul (Rp/hari/orang),  $IOS$  adalah nilai Indeks Osilasi Selatan,  $D_{en}$  adalah variabel *dummy* kejadian el nino (bernilai 1 untuk terjadinya el nino dan 0 untuk lainnya),  $D_{ln}$  adalah variabel *dummy* kejadian la nina (bernilai 1 untuk terjadinya la nina dan 0 untuk lainnya). Selanjutnya,  $\beta_0$  adalah *intercept*,  $\beta_{1-8}$  adalah koefisien fungsi pena-

waran padi atau jagung, dan e adalah faktor gangguan.

### Pengujian Model

Pengujian model dilakukan terhadap parameter dalam fungsi dan dilakukan dengan uji kebaikan suai (*goodness of fit*), uji F, dan uji t.

Uji kebaikan suai (*goodness of fit*) bertujuan untuk mengetahui ketepatan model fungsi estimasi yang digunakan atau kedekatannya dengan populasi sebenarnya. Uji ini dilakukan dengan jalan menghitung nilai koefisien determinasi ( $R^2$ ) dari model fungsi estimasi. Nilai koefisien determinasi menunjukkan besarnya proporsi variabel tak bebas Y yang dapat dijelaskan oleh variabel bebas  $X_i$ . Nilai koefisien determinasi yang makin mendekati 1 menandakan bahwa model fungsi estimasi yang digunakan semakin baik dan semakin mendekati kenyataan populasi (Widarjono, 2005).

Uji kebaikan suai dengan menggunakan nilai koefisien determinasi memiliki kelemahan. Koefisien determinasi tidak pernah menurun terhadap jumlah variabel independen dan akan semakin besar jika jumlah variabel independen dalam model ditambah. Hal ini menimbulkan perlunya kehati-hatian jika akan membandingkan dua hasil regresi dengan koefisien determinasi yang tinggi, karena belum tentu variabel independen yang ditambahkan ke dalam model memiliki justifikasi atau pembenaran dari teori ataupun logika ekonomi (Widarjono, 2005). Penggunaan nilai koefisien determinasi yang disesuaikan ( $\bar{R}^2$ ) atau *adjusted R^2* dapat mengatasi kelemahan tersebut. Rumus koefisien determinasi yang disesuaikan adalah sebagai berikut (Gujarati, 2000):

$$\bar{R}^2 = 1 - \left(1 - R^2\right) \frac{n-1}{n-k}$$

dimana  $\bar{R}^2$  adalah koefisien determinasi yang disesuaikan,  $R^2$  adalah koefisien determinasi, n adalah jumlah sampel, dan k adalah jumlah variabel. Dari rumus tersebut tampak bahwa jika  $k > 1$  maka  $\bar{R}^2 < R^2$ , yang berarti bahwa dengan semakin banyaknya variabel independen,

$\bar{R}^2$  meningkat dengan peningkatan yang lebih kecil daripada  $R^2$ .

Uji F dilakukan untuk mengetahui pengaruh variabel bebas ( $X_i$ ) terhadap variabel tak bebas (Y) secara bersama-sama. Nilai  $F_{hit}$  dihitung dengan rumus (Gujarati, 2000):

$$F_{hit} = \frac{R^2 / k - 1}{1 - R^2 / n - k}; F_{tabel} = \alpha (k-1, n-k)$$

dimana  $R^2$  adalah koefisien determinasi, k adalah jumlah variabel, dan n adalah jumlah sampel.

Hipotesis yang hendak dibuktikan adalah:

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

$$H_a : \text{paling tidak ada salah satu } \beta_i \neq 0$$

Ketentuannya adalah jika  $F_{hit} > F_{tabel}$  maka  $H_0$  ditolak, yang berarti bahwa variabel bebas secara bersama-sama berpengaruh nyata terhadap variabel tak bebas, dan jika  $F_{hit} < F_{tabel}$  maka  $H_0$  diterima, yang berarti variabel bebas secara bersama-sama tidak berpengaruh nyata terhadap variabel tak bebas.

Uji t dilakukan untuk mengetahui pengaruh masing-masing variabel bebas  $X_i$  terhadap variabel tak bebas Y secara individu. Rumus  $t_{hit}$  adalah (Gujarati, 2000):

$$t_{hit} = \frac{\beta_i}{se(\beta_i)}; t_{tabel} = (\alpha/2, n-k)$$

dimana,  $\beta_i$  adalah koefisien variabel bebas,  $se(\beta_i)$  adalah *standard error* dari variabel bebas, n adalah jumlah sampel, dan k adalah jumlah variabel.

Hipotesis yang hendak dibuktikan adalah:

$$H_0 : \beta_i = 0$$

$$H_a : \beta_i \neq 0$$

Ketentuannya adalah jika  $t_{hit} > t_{tabel}$  maka  $H_0$  ditolak, yang berarti bahwa variabel bebas tersebut berpengaruh nyata terhadap variabel tak bebas, dan jika  $t_{hit} < t_{tabel}$  maka  $H_0$  diterima, yang berarti bahwa variabel bebas tersebut tidak berpengaruh nyata terhadap variabel tak bebas.

## Pengujian terhadap Penyimpangan Asumsi Klasik

Analisis dengan regresi OLS (*ordinary least square*) mengasumsikan bahwa koefisien regresi adalah penaksir tak bias linear terbaik atau *best linear unbiased estimator* (BLUE) yang didistribusikan secara normal. Pada kenyataannya, model-model yang disusun kemungkinan mengalami penyimpangan dari asumsi tersebut. Penyimpangan asumsi klasik yang ditemui antara lain multikolinearitas, autokorelasi, dan heteroskedastisitas (Gujarati, 2000).

Multikolinearitas dapat didefinisikan sebagai terdapatnya hubungan linear antara variabel bebas dalam model. Multikolinearitas dapat dideteksi pada saat nilai koefisien determinasi tinggi ( $R^2$ ), misalnya antara 0,7 hingga 1, dan korelasi derajat nol ( $r$ ) tinggi namun variabel-variabel bebas tidak ada satu pun atau sangat sedikit yang signifikan melalui uji  $t$ . Akibat adanya multikolinearitas dalam model adalah model menjadi tidak valid jika hendak digunakan untuk penaksiran, karena tingginya error standar atau *standard error* dari regresi. Meskipun demikian, multikolinearitas tidak menjadi masalah serius jika model digunakan untuk peramalan, asalkan hubungan linear antar variabel bebas ini tetap ada pada masa-masa mendatang (Gujarati, 2000).

Tindakan perbaikan yang dapat dilakukan jika terdapat multikolinearitas dalam model antara lain (Gujarati, 2000): (i) menggabungkan data *time series* dengan *cross section*; (ii) mengeluarkan salah satu variabel bebas, namun dengan berhati-hati terhadap bias spesifikasi; (iii) menggunakan model dengan persamaan diferensi pertama (*first difference*) yaitu tindakan regresi tidak terhadap variabel yang asli namun terhadap selisih nilai antara variabel yang berurutan. Bentuk persamaan tersebut adalah  $Y_t - Y_{t-1} = \beta_i (X_{it} - X_{it-1}) + v_t$ ; atau (iv) menambah data sampel.

Angka koefisien korelasi antarvariabel bebas dalam model yang digunakan untuk fungsi penawaran padi dan jagung menunjukkan bahwa model fungsi penawaran padi dan jagung tidak memiliki masalah multikolinearitas atau saling berkorelasinya variabel-variabel bebas dalam model. Variabel-variabel bebas tidak

memiliki masalah multikolinearitas jika nilai koefisien korelasi antarvariabel kurang dari 0,7.

Autokorelasi merupakan suatu keadaan terdapatnya korelasi diantara pengamatan pada data serial waktu, yang terjadi antara lain karena: (1) inersia/kelembaman pada siklus yang terjadi pada data serial waktu, (2) bias spesifikasi karena ada variabel relevan yang tidak dimasukkan ke dalam model, (3) bias spesifikasi karena penggunaan bentuk fungsional model yang tidak benar, (4) adanya siklus *Cobweb*, (5) adanya keterlambatan waktu atau *lag*, dan (6) adanya manipulasi data. Akibat adanya autokorelasi dalam model adalah model menjadi tidak valid. Hasil uji  $F$  dapat menyesatkan atau penaksir memberikan gambaran yang menyimpang dari populasi sebenarnya (Gujarati, 2000).

Pendeteksian yang banyak dilakukan terhadap autokorelasi adalah dengan melakukan uji Durbin-Watson, yaitu menghitung nilai  $d$  dari regresi. Sebagian besar program komputer telah menghitung nilai ini sebagai bagian dari analisis regresi. Namun demikian uji ini memiliki beberapa kelemahan. *Pertama*, uji ini hanya berlaku jika variabel independen bersifat random atau stokhastik. Jika uji ini memasukkan variabel independen yang bersifat nonstokhastik, misalnya pada model autoregresif yang memasukkan variabel lag dari variabel dependen, maka uji Durbin-Watson tidak dapat digunakan. *Kedua*, uji tersebut hanya berlaku pada autoregresif orde pertama atau AR(1). *Ketiga*, uji ini tidak dapat diterapkan dalam kasus rata-rata bergerak (*moving average*) dari residual yang tinggi (Widarjono, 2005).

Berdasarkan kelemahan tersebut, Breusch dan Godfrey mengembangkan uji autokorelasi yang dikenal sebagai uji Lagrange Multiplier (LM). Prosedurnya adalah sebagai berikut (Widarjono, 2005): (i) melakukan regresi OLS terhadap model untuk mendapatkan nilai residual  $e_t$ ; (ii) meregresi  $e_t$  terhadap semua variabel bebas dan lag dari residual, yaitu dengan bentuk.

$$e_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_t + \rho_1 e_{t-1} + \rho_2 e_{t-2} + \dots ; \\ + \rho_p e_{t-p} + v_t$$

(iii)  $H_0$  dalam uji ini adalah tidak ada autokorelasi, yaitu  $H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_p = 0$ ; dan (iv) pengujian didasarkan pada nilai hitung statistik chi squares ( $\chi^2$ ) yang diperoleh dengan rumus  $(n - \rho)R^2$ . Jika nilai  $\chi^2$  hitung > nilai  $\chi^2$  kritis pada  $\alpha=1\%$  maka ada autokorelasi dalam model, atau setidaknya ada satu  $\rho$  dalam persamaan regresi  $e_t$  yang secara statistik signifikan tidak sama dengan nol. Sebaliknya jika nilai  $\chi^2$  hitung < nilai  $\chi^2$  kritis pada  $\alpha=1\%$  maka tidak ada autokorelasi dalam model, atau semua  $\rho$  dalam persamaan regresi  $e_t$  bernilai sama dengan nol.

Uji LM memperlihatkan bahwa fungsi penawaran padi dengan model log tidak memiliki masalah autokorelasi. Demikian pula dengan fungsi penawaran jagung dengan model autoregresif. Hal itu karena uji LM terhadap fungsi penawaran padi dan jagung menunjukkan nilai probabilitas yang lebih besar daripada  $\alpha=1\%$ , yang berarti bahwa model tidak memiliki masalah autokorelasi. Tabel 2 memperlihatkan hasil uji LM untuk mendeteksi adanya autokorelasi dalam model fungsi penawaran padi dan jagung.

Heteroskedastisitas merupakan kondisi tidak konstannya varian pada berbagai tingkat kondisi. Kondisi heteroskedastisitas misalnya terjadi ketika pendapatan seseorang meningkat, akan meningkat pula tabungannya. Pada kondisi homoskedastisitas, variansi peningkatan tabungan akan sama untuk tiap peningkatan pendapatan. Sedangkan pada kondisi heteroske-

dastisitas, variabilitas peningkatan tabungan akan berbeda untuk tiap peningkatan pendapatan (Gujarati, 2000).

Konsekuensi yang ditimbulkan oleh terjadinya heteroskedastisitas adalah tidak validnya model sehingga kesimpulan yang diambil menjadi salah. Hal ini karena jika model tetap dianalisis dengan OLS (yang memiliki asumsi homoskedastisitas), uji t dan uji F akan sangat mungkin terlalu membesarkan signifikansi variabel yang ditaksir dengan OLS konvensional (Gujarati, 2000).

Pendeteksian heteroskedastisitas dapat dilakukan antara lain dengan Uji White, yang prosedurnya yaitu (Widarjono, 2005): (i) melakukan regresi OLS terhadap model untuk mendapatkan nilai residual  $e_i$ ; (ii) meregresi  $e_i$  terhadap variabel-variabel bebas dengan metode regresi auxiliary tanpa perkalian antar variabel independen (*no cross terms*), yaitu dengan bentuk

$$e_i^2 = \alpha_0 + \alpha_1 X_i + \alpha_2 X_i^2 + \alpha_4 X_i^2 + v;$$

(iii)  $H_0$  dalam uji ini adalah tidak ada heteroskedastisitas; dan (iv) pengujian didasarkan pada nilai hitung statistik chi squares ( $\chi^2$ ) yang diperoleh dari perkalian antara jumlah sampel ( $n$ ) dengan nilai  $R^2$  atau  $n * R^2$ . Jika nilai  $\chi^2$  hitung > nilai  $\chi^2$  kritis pada  $\alpha=1\%$  maka ada heteroskedastisitas, dan sebaliknya jika nilai  $\chi^2$  hitung < nilai  $\chi^2$  kritis pada  $\alpha=1\%$  maka tidak ada heteroskedastisitas.

Uji White memperlihatkan bahwa fungsi penawaran padi dan jagung tidak memiliki ma-

**Tabel 2. Hasil Uji Lagrange Multiplier untuk Mendeteksi Autokorelasi dalam Model Fungsi Penawaran Padi dan Jagung**

Model Fungsi Penawaran	chi squares hitung (Obs*R-squared)	Probabilitas	Autokorelasi
Padi:			
i. Dengan variabel dummy	7,681	0,021	Tidak ada
ii. Dengan variabel IOS	8,696	0,012	Tidak ada
Jagung:			
i. Dengan variabel dummy	1,362	0,505	Tidak ada
ii. Dengan variabel IOS	2,549	0,279	Tidak ada

Sumber: Analisis data sekunder, 2008

**Tabel 3. Hasil Uji White Untuk Mendeteksi Heteroskedastisitas Dalam Model Fungsi Penawaran Padi dan Jagung**

Model fungsi penawaran	chi squares hitung (Obs*R-squared)	Probabilitas	Heteroskedastisitas
Padi			
i. Dengan variabel dummy	20,587	0,056	Tidak ada
ii. Dengan variabel IOS	23,665	0,022	Tidak ada
Jagung:			
i. Dengan variabel dummy	16,938	0,151	Tidak ada
ii. Dengan variabel IOS	17,413	0,134	Tidak ada

Sumber: Analisis data sekunder, 2008

salah heteroskedastisitas karena memiliki nilai probabilitas yang lebih besar daripada  $\alpha=1\%$ . Hasil Uji White tersebut diperlihatkan dalam *Tabel 3*.

## HASIL DAN PEMBAHASAN

Anomali iklim El Nino dan La Nina memberikan dampak langsung terhadap curah hujan. Terpengaruhnya curah hujan inilah yang kemudian memberikan dampak terhadap produksi tanaman pangan. Selanjutnya, dari sisi ekonomi, terpengaruhnya produksi tanaman pangan karena kejadian El Nino dan La Nina akan berpengaruh pula terhadap kuantitas padi dan jagung yang dapat ditawarkan di tingkat petani. Berikut ini diuraikan dampak El Nino dan La Nina terhadap curah hujan dan produksi padi dan jagung, juga hasil analisis regresi fungsi penawaran kedua komoditas tersebut.

### Dampak El Nino dan La Nina terhadap Produksi Padi dan Jagung

Produksi pertanian berkaitan erat dengan kondisi iklim, salah satunya dengan kondisi curah hujan. Curah hujan penting dalam produksi pertanian karena peranannya sebagai penyedia air bagi tanaman. Air merupakan unsur penting dalam pertumbuhan dan perkembangan tanaman karena perannya dalam proses fisiologis tanaman, misalnya fotosintesis. Dari proses-proses fisiologis tanaman itulah dihasilkan produk ekonomis tanaman, baik daun, biji, maupun buah. Kondisi El Nino dan La Nina di-

pandang penting karena dapat mempengaruhi curah hujan bagi produksi pertanian.

Menurut catatan BMG, saat-saat kering yang pernah dialami Indonesia dalam sepuluh tahun terakhir adalah tahun 1991/1992, 1994/1995, 1997/1998, 2002/2003 dan 2004/2005. Kekeringan terburuk yang disebabkan oleh El Nino di Indonesia terjadi pada tahun 1991, 1994 dan 1997 yang dimulai lebih awal dan berakhir lebih lambat dari musim kemarau tahun sebelumnya bahkan tahun 1994 dan 1997 tercatat sebagai kemarau terpanjang dari catatan perkembangan musim di Indonesia (Tamburion, 2003).

Waktu kejadian dan durasi kejadian El Nino dan La Nina dapat diidentifikasi berdasarkan data IOS (*Tabel 4*). Selama 20 tahun sejak tahun 1987-2006 telah terjadi delapan kali El Nino dan tiga kali La Nina. Durasi kejadian El Nino dan La Nina dapat dikatakan panjang, dimana rata-rata durasi kejadian El Nino mencapai sebelas bulan dan rata-rata durasi kejadian La Nina mencapai 14 bulan. Rata-rata curah hujan pada saat El Nino juga lebih rendah daripada saat normal dan rata-rata curah hujan pada saat La Nina lebih tinggi daripada saat normal. Dibandingkan dengan curah hujan pada saat normal, curah hujan pada saat terjadi El Nino dapat turun hingga 22,74 persen per kejadian El Nino dan curah hujan saat La Nina dapat naik hingga 38,41 persen per kejadian La Nina.

Bila diamati berdasarkan waktu kejadiannya, El Nino kebanyakan terjadi pada musim hujan, yaitu pada tahun 1987/1988, 1991/1992, 1994/1995, 1997/1998, 2002/2003, 2004/2005

**Tabel 4. Waktu dan Durasi Kejadian El Nino dan La Nina Tahun 1987-2006**

Kondisi	Waktu kejadian	Durasi (bulan)	Rata-rata Curah Hujan (mm)	Rata-rata Nilai IOS
Normal	Rata-rata	10	137,8	-0,200
El Nino	Januari 1987-Januari 1988	13	194,2	-1,246
	Maret 1991-Juni 1992	16	146,4	-1,394
	Maret 1993-Oktober 1993	8	31,6	-1,200
	April 1994-April 1995	13	101,1	-1,154
	April 1997-April 1998	13	145,4	-1,946
	Mei 2002-Juni 2003	14	116,1	-0,879
	Juli 2004-Februari 2005	8	72,4	-1,000
	Agustus 2006-Desember 2006	5	44,5	-0,880
	Rata-rata	11	106,5	-1,200
		(turun 22,74% dari normal)		
La Nina	Mei 1988 - Juli 1989	15	181,3	1,153
	Juli 1998 - April 2000	22	166,7	0,936
	Oktober 2000 - Maret 2001	6	224,2	1,133
	Rata-rata	14	190,7	1,100
		(naik 38,41% dari normal)		

Sumber: Analisis Data Sekunder, 2008

**Tabel 5. Rata-rata Curah Hujan Bulanan Pada Kondisi Normal, El Nino, dan La Nina Tahun 1987-2006**

Bulan	Rata-rata curah hujan pada kondisi:				
	Normal	El Nino	Persentase perubahan (%)	La Nina	Persentase perubahan (%)
Januari	244,21	280,80	14,98	295,27	20,91
Februari	200,22	286,18	42,93	284,14	41,91
Maret	219,61	218,60	-0,46	275,93	25,65
April	158,84	141,90	-10,67	166,51	4,83
Mei	117,84	74,99	-36,36	152,43	29,35
Juni	80,22	57,70	-28,07	111,66	39,19
Juli	32,78	25,49	-22,23	85,44	160,61
Agustus	56,33	20,70	-63,25	30,04	-46,67
September	54,36	30,21	-44,43	23,28	-57,17
Oktober	113,44	56,50	-50,19	156,50	37,95
November	167,36	190,50	13,83	192,35	14,93
Desember	215,73	217,60	0,86	246,53	14,27
Rata-rata			-15,25		23,81

Sumber: Analisis data sekunder, 2008

ekuator sehingga berdampak luas ke wilayah benua Amerika, Australia, hingga Asia. Dalam terbitan berkalanya, BMG juga menyebutkan adanya fenomena anomali iklim di Samudera Hindia yang juga dapat berpengaruh terhadap curah hujan di Indonesia, khususnya Pulau Sumatera dan Jawa yang berbatasan langsung dengan Samudera Hindia. Fenomena iklim yang disebut *Dipole Mode* tersebut berdampak luas ke wilayah benua Asia dan Afrika

Indikator terjadinya *Dipole Mode* adalah *Dipole Mode Index* (DMI), yang dihitung dari selisih suhu anomali suhu permukaan laut di perairan timur benua Afrika dengan perairan sebelah barat Pulau Sumatera. Curah hujan di wilayah barat Indonesia akan meningkat jika nilai DMI negatif dan akan menurun jika nilai DMI positif (Badan Meteorologi dan Geofisika, 2006).

Adanya fenomena *Dipole Mode* tampaknya ikut mempengaruhi curah hujan di Pulau Jawa, terlebih lagi Pulau Jawa berbatasan langsung dengan Samudera Hindia. Hal inilah yang tampaknya menjadi penjelasan mengapa kejadian El Nino di Pulau Jawa tidak selalu diikuti dengan penurunan curah hujan. Walaupun fenomena El Nino melanda Indonesia, curah hujan di Pulau Jawa diperkirakan tidak menurun jika nilai DMI di Samudera Hindia negatif.

Dengan data dari periode waktu 1968-2000, Irawan (2006) menghitung peluang produksi pangan (padi dan palawija) yang hilang akibat El Nino secara nasional. Hasilnya menunjukkan bahwa El Nino menurunkan produksi padi sebesar 2,43 persen, dan lebih besar lagi pada jagung, yaitu sebesar 11,93 persen. Sebaliknya, La Nina justru merangsang peningkatan produksi padi sebesar 0,61 persen dan produksi jagung sebesar 3,92 persen. Hal ini menunjukkan bahwa tanaman jagung lebih sensitif terhadap anomali iklim, baik El Nino maupun La Nina, dibandingkan tanaman pangan yang lain.

Hasil penelitian dengan data periode waktu 1987-2006 oleh penulis menunjukkan bahwa El Nino dan La Nina telah menyebabkan penurunan dan kenaikan produksi padi dan jagung yang lebih besar. Secara rata-rata, produksi padi pada saat El Nino menurun 4,15 persen dibanding saat normal, namun meningkat 1,45 persen pada saat La Nina (Tabel 6). Produksi jagung sangat sensitif terhadap anomali iklim karena persentase perubahan produksinya cukup besar, baik pada saat El Nino maupun La Nina terjadi. Kejadian El Nino dan La Nina menurunkan produksi jagung, yaitu sebesar 30,24 persen pada saat El Nino dan 33,10 persen pada saat La Nina. Jadi, berbeda dengan penelitian sebelumnya yang menyebutkan bahwa produk-

**Tabel 6. Rata-rata Produksi Padi dan Jagung Pada Kondisi Normal, El Nino dan La Nina Tahun 1987-2006**

		Rata-rata produksi (ton) pada kondisi:				
		Normal	El Nino	Persentase perubahan (%)	La Nina	Persentase perubahan (%)
Padi	Jan-Apr	13.603.674	12.278.876	-9,74	14.338.836	5,40
	Mei-Agt	8.770.527	9.140.860	4,22	8.642.954	-1,45
	Sep-Des	4.013.525	3.734.929	-6,94	4.029.957	0,41
	Rata-rata			-4,15		1,45
Jagung	Jan-Apr	3.062.185	2.530.631	-17,36	2.275.019	-25,71
	Mei-Agt	1.648.519	1.136.534	-31,06	968.678	-41,24
	Sep-Des	1.690.068	975.187	-42,30	1.143.251	-32,35
	Rata-rata			-30,24		-33,10

Sumber: Analisis Data Sekunder, 2008

si jagung meningkat pada saat La Nina, produksi jagung justru menurun pada saat La Nina.

Model nilai koefisien atau *adjusted* tersebut benar-benar padi variabel bebas akan oleh variasi ditolak hitung lebih berarti bahwa variabel secara bersamaan padi secara fungsi penawaran penyimpanan *autokorelasi* dan

Hasil uji bebas menapat kuartal selurea dan upapenawaran pagabah empatngaruh signifikan Pulau Jawa.

yang menunjukkan Nina tidak bernawaran padi dengan nilai

kejadian El Nino dan La Nina.

sebelumnya sendiri untuk namun tidak ran padi di ahwa petani akan petani adi merupakan-onesia. Dengan memadai, oduksi bagi etani menati. Penjualan membutuhkan rumah

at perhatian asih perlu bah di tinggun harga gapapat memodi sehingga kan. Hal ini program pe-

: kuartal selang komodifikasi memau Jawa. Ja komoditas kompetisi lahan

Tabel 7. Hasil Analisis Regresi Fungsi Penawaran Padi di Pulau Jawa

Variabel bebas	Dengan Variabel <i>Dummy</i>			Dengan Nilai IOS		
	Koefisien	t-hitung	t-tabel	Koefisien	t-hitung	t-tabel
Konstanta	1,98*	1,93	1,28	2,56**	2,28	1,64
Ln harga padi (t-4)	0,24	1,47	2,32	0,20	1,23	1,28
Ln harga jagung (t-4)	-0,24**	-2,27	1,64	-0,23**	-2,26	1,64
Ln luas panen jagung	0,83***	21,96	2,32	0,83***	22,21	2,32
Ln harga urea	-0,20***	-2,62	2,32	-0,22***	-2,80	2,32
Ln upah buruh cangkul	0,50***	4,09	2,32	0,44***	4,11	2,32
<i>Dummy</i> El Nino	0,07	1,33	1,64			
<i>Dummy</i> La Nina	0,06	1,16	1,28			
Indeks Osilasi Selatan				0,02	1,43	1,28
Nilai <i>Adjusted R</i> <sup>2</sup>	0,92			0,92		
F hitung	394,59***			459,08***		
F tabel	2,51			2,64		

Sumber: Analisis Data Sekunder, 2008

Keterangan: \*) signifikan pada  $\alpha = 10\%$  ; \*\*) signifikan pada  $\alpha = 5\%$  ; \*\*\*) signifikan pada  $\alpha = 1\%$

penanamannya dengan jagung.

Tanda negatif dalam elastisitas harga substitusi berarti bahwa kuantitas penawaran padi akan turun jika harga jagung empat kuartal sebelumnya naik. Setiap kenaikan 1 persen per kuintal harga jagung empat kuartal sebelumnya akan menurunkan penawaran padi sebesar 0,23 persen dengan mempertahankan faktor lainnya konstan dan juga sebaliknya. Hal ini dikarenakan jika harga jagung empat kuartal sebelumnya naik, petani akan lebih memilih untuk menanam jagung daripada padi sehingga produksi padi pun menurun. Keterlambatan waktu (*lag*) empat kuartal dalam elastisitas harga sendiri dan harga silang menandakan bahwa jagung memiliki suatu siklus harga bersifat musiman dalam empat kuartal atau 16 bulan.

Variabel luas panen padi signifikan mempengaruhi penawaran padi di Pulau Jawa. Tanda positif dalam elastisitasnya berarti bahwa makin besar luas panen padi, makin besar pula penawaran padi dan juga sebaliknya. Dengan mempertahankan faktor lainnya konstan, tiap kenaikan 1 persen luas panen padi akan menaikkan penawaran padi sebesar 0,83 persen dan sebaliknya. Hal ini dikarenakan makin besar luas panen padi, produksi padi juga akan makin banyak sehingga padi yang ditawarkan juga akan makin banyak.

Harga pupuk urea berpengaruh signifikan terhadap penawaran padi di Pulau Jawa dan bertanda negatif. Jika harga pupuk urea naik, penawaran padi akan turun dan begitu pula

sebaliknya. Dengan mempertahankan faktor lainnya konstan, jika harga pupuk urea naik 1 persen per kilogram maka penawaran padi di Pulau Jawa akan turun sebesar 0,20 persen dan begitu pula sebaliknya. Hal ini menandakan bahwa pupuk urea merupakan *input* penting dalam produksi padi. Jika harga pupuk urea naik, petani akan mengurangi dosis pemupukan urea di pertanaman padi. Hal inilah yang menyebabkan penurunan produksi padi, mengingat benih-benih padi yang ada saat ini dirancang untuk bersifat responsif terhadap pupuk.

Pentingnya pupuk urea sebagai salah satu faktor produksi yang berpengaruh terhadap penawaran padi perlu mendapat perhatian dari pemerintah. Selama ini, distribusi pupuk urea dinilai masih kurang bagus, terlihat dari beberapa kali terjadinya kelangkaan pupuk urea di pasar yang kemudian menyebabkan tingginya harga pupuk urea di tingkat petani. Hal ini tentu dapat berpengaruh pula terhadap produksi dan kemudian juga penawaran padi di tingkat petani atau produsen. Perbaikan distribusi pupuk diharapkan dapat menjamin stabilitas pasokan dan harga pupuk urea di tingkat petani sehingga stabilitas penawaran padi dapat terjaga. Selain itu, efektivitas kebijakan yang berkaitan dengan harga pupuk tampaknya juga perlu ditingkatkan.

Variabel upah buruh cangkul signifikan mempengaruhi penawaran padi di Pulau Jawa. Tanda positif menandakan bahwa kenaikan upah buruh cangkul akan menaikkan penawar-

an padi. Dengan mempertahankan faktor lainnya konstan, tiap kenaikan 1 persen upah buruh cangkul akan menaikkan penawaran padi kira-kira sebesar 0,44 persen dan juga sebaliknya. Hal ini dikarenakan kenaikan upah buruh cangkul akan menyebabkan pemilik lahan akan mengelola pertanaman padi dengan lebih baik agar meningkatkan produksi padi. Dengan demikian, pemberian upah buruh cangkul yang baik sebagai insentif akan meningkatkan usahatani. Jika upah buruh cangkul yang baik ini berkurang, maka produksi padi mungkin akan menurun. Hal ini menunjukkan bahwa El Nino berpengaruh negatif terhadap penawaran padi. Hal ini ditunjukkan bahwa koefisien variabel *dummy* El Nino adalah -0,10, yang menunjukkan bahwa El Nino akan menurunkan penawaran padi. Sedangkan koefisien variabel *dummy* La Nina adalah 0,51, yang menunjukkan bahwa El Nino akan meningkatkan penawaran padi. Tanaman padi di Pulau Jawa dibudidayakan di lahan yang beririgasi memadai sehingga kejadian anomali iklim El Nino dan La Nina yang dapat

menurunkan ataupun meningkatkan curah hujan tidak berpengaruh signifikan terhadap produksi dan juga penawaran padi.

### Analisis Regresi Fungsi Penawaran Jagung

Fungsi penawaran jagung juga dianalisis dengan menggunakan model OLS. Hasil analisis

berarti bahwa variabel-variabel bebas dalam model secara bersama-sama mempengaruhi penawaran jagung. Selain itu, fungsi penawaran jagung juga terbebas dari masalah penyimpang-

**Tabel 8. Hasil Analisis Regresi Fungsi Penawaran Jagung di Pulau Jawa**

Variabel bebas	Dengan Variabel <i>Dummy</i>			Dengan Nilai IOS		
	Koefisien	t-hitung	t-tabel	Koefisien	t-hitung	t-tabel
Konstanta	2,24	0,83	1,28	3,95	1,37	1,28
Ln harga jagung (t-4)	0,71**	2,04	1,64	0,68*	1,90	1,28
Ln harga kacang tanah (t-1)	-0,87***	-2,75	2,32	-0,88**	-2,58	1,64
Ln luas panen jagung	0,79***	17,10	2,32	0,82***	19,61	2,32
Ln harga urea	-0,45	-1,31	1,28	-0,35	-1,00	1,28
Ln upah buruh cangkul	1,05***	2,86	2,32	0,70**	2,19	1,64
Penawaran jagung (t-1)	0,35**	2,32	1,64	0,38**	2,29	1,64
<i>Dummy</i> El Nino	0,10	0,75	1,28			
<i>Dummy</i> La Nina	0,51***	2,85	2,32			
Indeks Osilasi Selatan				0,06*	1,81	1,28
Nilai <i>Adjusted R</i> <sup>2</sup>	0,87			0,87		
F hitung	209,97***			232,52***		
F tabel	2,41			2,51		

Sumber: Analisis Data Sekunder, 2008.

Keterangan: \*) signifikan pada  $\alpha = 10\%$  ; \*\*) signifikan pada  $\alpha = 5\%$  ; \*\*\*) signifikan pada  $\alpha = 1\%$

an asumsi klasik, yaitu *multikolinearitas*, *autokorelasi* dan *heteroskedastisitas*.

Uji t untuk masing-masing variabel bebas dalam model memperlihatkan bahwa variabel bebas yang signifikan mempengaruhi penawaran jagung di Pulau Jawa adalah harga jagung empat kuartal sebelumnya, harga kacang tanah satu kuartal sebelumnya, luas panen jagung, upah buruh cangkul dan penawaran jagung satu kuartal sebelumnya. Variabel harga urea tidak berpengaruh signifikan terhadap penawaran jagung di Pulau Jawa. Variabel *dummy* untuk kejadian La Nina berpengaruh signifikan terhadap penawaran jagung di Pulau Jawa dan bertanda positif sedangkan variabel *dummy* untuk kejadian El Nino tidak berpengaruh signifikan. Sementara itu, nilai IOS berpengaruh signifikan terhadap penawaran padi di Pulau Jawa.

Harga jagung empat kuartal sebelumnya yang merupakan elastisitas harga sendiri komoditas jagung bernilai 0,68 dan signifikan mempengaruhi penawaran jagung di Pulau Jawa. Tanda positif menandakan bahwa kenaikan harga jagung akan menaikkan penawaran jagung, dan sebaliknya, penurunan harga jagung akan menurunkan penawaran jagung dengan mempertahankan faktor lainnya konstan. Kenaikan 1 persen pada harga jagung empat kuartal sebelumnya akan menaikkan penawaran jagung kira-kira sebesar 0,68 persen dan begitu pula sebaliknya. Hal ini dikarenakan

atau di lahan kering yang tidak memiliki banyak air.

Harga kacang tanah satu kuartal sebelumnya juga signifikan mempengaruhi penawaran jagung dan bertanda negatif. Elastisitas harga silang sebesar -0,87 berarti bahwa kenaikan harga kacang tanah 1 persen per kuintal akan menurunkan penawaran jagung kira-kira sebesar 0,87 persen atau sebaliknya, dengan mempertahankan faktor lainnya konstan. Kenaikan harga kacang tanah tersebut akan menjadi daya tarik bagi petani untuk lebih memilih menanam kacang tanah daripada jagung, sehingga produksi jagung pun turun dan demikian pula dengan penawarannya.

Luas panen jagung signifikan mempengaruhi penawaran jagung di Pulau Jawa dan bertanda positif. Penambahan luas panen jagung sebesar 1 persen akan meningkatkan penawaran jagung kira-kira sebesar 0,79 persen atau sebaliknya. Luas panen yang makin luas menandakan produksi yang juga makin banyak. Hal inilah yang menyebabkan penawaran jagung meningkat jika luas panennya bertambah.

Upah buruh tani cangkul secara positif juga signifikan mempengaruhi penawaran jagung di Pulau Jawa. Elastisitasnya menunjukkan bahwa tiap kenaikan 1 persen upah buruh cangkul akan menaikkan penawaran jagung kira-kira sebesar 0,70 persen dan juga sebaliknya, dengan mempertahankan faktor lainnya konstan. Hal ini dikarenakan kenaikan upah

harga  
lalu  
tuk  
proc  
jagu  
  
diar  
sukl  
jagu  
Sub:  
peti:  
tana  
kan  
pad:  
Kac:  
kare  
ja y

dikatakan bahwa La Nina berdampak terhadap penawaran jagung di Pulau Jawa sedangkan El Nino tidak. Hal ini menandakan bahwa tanaman jagung di Pulau Jawa kebanyakan ditanam di lahan atau wilayah kering yang tidak memiliki cukup air sehingga peningkatan curah hujan yang terjadi pada saat La Nina justru dapat meningkatkan produksi jagung dan kemudian juga penawarannya.

Seberapa besar dampak La Nina dapat diketahui dari nilai koefisien regresi nilai IOS yang juga berpengaruh signifikan terhadap penawaran padi di Pulau Jawa. Variabel nilai IOS secara positif berpengaruh terhadap penawaran jagung di Pulau Jawa. Nilai koefisiennya sebesar 0,06 berarti bahwa tiap kenaikan 1 poin nilai IOS akan menaikkan penawaran jagung sebesar 0,06 ton atau 60 kilogram dan juga sebaliknya, dengan mempertahankan faktor lainnya konstan. Berdasarkan nilai koefisien regresi tersebut, dapat dikatakan bahwa kenaikan penawaran jagung di Pulau Jawa karena kejadian anomali iklim La Nina tidak begitu besar.

Informasi mengenai fenomena anomali iklim El Nino dan La Nina berikut keadaan curah hujan telah dipublikasikan secara berkala oleh Badan Meteorologi dan Geofisika (BMG). Informasi mengenai keadaan iklim tersebut dapat diakses melalui situs BMG maupun dibaca dalam terbitan berkala BMG. Namun, tampaknya informasi iklim tersebut, terutama yang berkaitan dengan meteorologi pertanian, belum terinformasikan secara luas hingga ke masyarakat, terutama ke petani yang merupakan pelaku langsung produksi pertanian. Padahal, dengan adanya penyebarluasan informasi iklim yang lebih baik dan lebih luas hingga ke petani, kerugian petani akibat anomali iklim El Nino dan La Nina dapat diminimalkan karena petani dapat melakukan langkah-langkah antisipasi jika kedua fenomena iklim tersebut akan terjadi.

Model *autoregresif* merupakan suatu model persamaan yang memasukkan nilai lag atau keterlambatan waktu dari variabel tidak bebasnya (Widarjono, 2005). Jadi, dalam fungsi penawaran jagung di Pulau Jawa, variabel penawaran jagung satu kuartal sebelumnya dimasukkan ke dalam persamaan regresi. Penawaran jagung satu kuartal sebelumnya tersebut

berpengaruh signifikan terhadap penawaran jagung di Pulau Jawa dan bertanda positif. Nilai elastisitasnya sebesar 0,35 berarti bahwa 1 persen penurunan dalam penawaran jagung satu kuartal sebelumnya akan menurunkan penawaran jagung saat ini sebesar 0,35 persen, dan juga sebaliknya, dengan mempertahankan faktor lainnya konstan. Hal ini berarti bahwa kuantitas jagung yang ditawarkan di Pulau Jawa di tingkat petani/produsen tidak hanya dipengaruhi oleh harga *output*, harga *input*, luas panen dan keadaan iklim, namun juga oleh kuantitas jagung yang ditawarkan pada satu kuartal sebelumnya.

## SIMPULAN

Anomali iklim El Nino diketahui menurunkan produksi padi dan jagung. Penurunan produksi jagung sekitar tujuh kali lipat lebih besar daripada penurunan produksi padi. Lebih lanjut, La Nina memberikan efek yang berbeda bagi kedua tanaman pangan. Padi mengalami kenaikan produksi pada saat terjadi La Nina, sedangkan jagung mengalami penurunan produksi. Dengan demikian, dapat disimpulkan bahwa tanaman jagung lebih sensitif terhadap anomali iklim.

El Nino dan La Nina tidak berpengaruh secara ekonomi terhadap penawaran padi. El Nino juga tidak mempengaruhi penawaran jagung di Jawa. Namun demikian, La Nina berpengaruh positif secara ekonomi terhadap penawaran jagung, dimana penawaran jagung di Pulau Jawa meningkat pada saat terjadi La Nina. Penawaran padi di Pulau Jawa dipengaruhi oleh harga jagung empat kuartal sebelumnya, luas panen padi, harga pupuk urea dan upah buruh cangkul. Sementara itu, penawaran jagung di Pulau Jawa dipengaruhi oleh harga jagung empat kuartal sebelumnya, harga kacang tanah satu kuartal sebelumnya, luas panen jagung, upah buruh cangkul, penawaran jagung satu kuartal sebelumnya dan nilai Indeks Osilasi Selatan (IOS).

Berdasarkan hasil penelitian tersebut, diperlukan pembenahan irigasi atau drainase di lahan pertanian, terutama di lahan kering untuk budidaya jagung. Hal ini mengingat

anomali iklim La Nina berpengaruh positif atau dapat meningkatkan produksi/penawaran jagung. Dengan irigasi atau drainase yang lebih baik, curah hujan yang tinggi pada saat terjadi La Nina diharapkan tidak bersifat merugikan melainkan dapat dimanfaatkan untuk produksi jagung. di samping itu, kebijakan harga pupuk urea perlu diefektifkan. Hal ini mengingat pupuk urea merupakan faktor produksi penting yang berpengaruh terhadap penawaran padi. Kebijakan harga pupuk urea yang lebih baik diharapkan dapat menjamin stabilitas harga pupuk urea di tingkat petani sehingga pada akhirnya dapat mendukung program peningkatan produksi beras nasional.

### Ucapan Terima Kasih

Penulis mengucapkan terima kasih kepada Dr. Ir. Slamet Hartono, M.Sc. dan Dr. Jangkung Handoyo Mulyo, M.Ec. sebagai penguji yang telah memberikan kritik, masukan, dan saran dalam proses penulisan tulisan ini.

### DAFTAR PUSTAKA

- Ariyanti, Diah, Any Suryantini, Masyhuri. 2008. Permintaan Jagung Sebagai Bahan Baku Industri Pakan Ternak di Indonesia. *Agroekonomi* (15) 1: 1-20.
- Debertin, David L. 1986. *Agricultural Production Economics* (first edition). New York: Macmillan Publishing Company.
- Dewan Ketahanan Pangan. 2006. *Kebijakan Umum Ketahanan Pangan 2006-2009*. Jakarta: Dewan Ketahanan Pangan.
- Irawan, Bambang. 2006. Fenomena Anomali Iklim El Nino dan La Nina: Kecenderungan Jangka Panjang dan Pengaruhnya Terhadap Produksi Pangan. *Forum Penelitian Agro Ekonomi* (24) 1: 28-45.
- Irianto, G. dan Suciantini. 2006. Anomali Iklim: Faktor Penyebab dan Karakteristik. *Iptek Tanaman Pangan* (2): 101-121.
- Meiviana, A., D. R. Sulistiowati, dan M. H. Soejahmoen. 2004. *Bumi Makin Panas Ancaman Perubahan Iklim di Indonesia*. Jakarta: Kementerian Lingkungan Hidup Republik Indonesia dan Yayasan Pelangi Indonesia.
- Mulyana, E. 2002. Hubungan antara ENSO dengan Variasi Curah Hujan di Indonesia. *Jurnal Sains dan Teknologi Modifikasi Cuaca* (3) 1: 1-4.
- Nicholson, Walter. 1995. *Teori Mikroekonomi Prinsip Dasar dan Perluasan Edisi Kelima Jilid I* (Alih bahasa Drs. Daniel Wirajaya). Jakarta: Binarupa Aksara.
- Simatupang, Pantjar dan M. Maulana. 2007. *Kaji Ulang Konsep dan Perkembangan Nilai Tukar Petani Tahun 2003-2006*. Jakarta: Pusat Analisis Sosial Ekonomi dan Kebijakan Pertanian Departemen Pertanian.
- Tamburion, E. 2003. *Konservasi Lahan Menghadapi El Nino Musim Tanam Kedua Tahun 2005*. [www.sinarharapan.co.id](http://www.sinarharapan.co.id). Diakses pada tanggal 2 April 2007.
- Tim Pelaksana Universitas Gadjah Mada, 2001. *Studi Antisipasi Dampak El-Nino terhadap Produksi Tanaman Pangan dan Pendapatan Petani*. Kerjasama antara Direktorat Jenderal Bina Produksi Tanaman Pangan dan Hortikultura dan Fakultas Pertanian Universitas Gadjah Mada. Yogyakarta.
- Widarjono, A. 2005. *Ekonometrika: Teori dan Aplikasi*. Yogyakarta: Ekonisia.