

Analisis Fungsi Transfer pada Harga Cabai Merah yang Dipengaruhi oleh Curah Hujan Di Surabaya

Putri Rintan Aryasita, Adatul Mukarromah
Jurusan Statistika, FMIPA, Institut Teknologi Sepuluh Nopember (ITS)
Jl. Arief Rahman Hakim, Surabaya 60111 Indonesia
e-mail: adatul@statistika.its.ac.id

Abstrak—Sayuran merupakan salah satu jenis tanaman hortikultura yang memiliki komoditas unggulan diantaranya cabai besar dan cabai rawit. Jumlah cabai yang ditawarkan mengalami perubahan setiap tahunnya. Perubahan ini terjadi karena adanya fluktuasi dari luas panen dan produksi cabai, selain fluktuasi luas panen dan produksi cabai jumlah cabai yang ditawarkan juga dipengaruhi curah hujan. Curah hujan yang tinggi akan menyebabkan jumlah produksi cabai lebih sedikit sehingga harga cabai dipasaran semakin mahal. Sehingga pada penelitian ini akan dilakukan pemodelan dan peramalan harga cabai rawit yang dipengaruhi oleh curah hujan di Surabaya dengan pendekatan fungsi transfer. Data yang digunakan merupakan data bulanan dari harga cabai rawit dan curah hujan pada tahun 2001-2012. Model terbaik menunjukkan bahwa harga cabai rawit bulan ini dipengaruhi oleh harga cabai rawit dua bulan sebelumnya dan bulan yang sama pada tahun sebelumnya dan juga dipengaruhi oleh curah hujan dua bulan sebelumnya. Hasil ramalan tahun 2013 menunjukkan bahwa harga cabai rawit berkisar antara 14.000-58.000 Rp/Kg.

Kata Kunci—Curah Hujan, Fungsi Transfer, Harga Cabai Rawit

I. PENDAHULUAN

Hortikultura merupakan komoditas yang masih memiliki masa depan relatif cerah berdasarkan keunggulan komparatif dan kompetitif yang dimilikinya dalam pemulihan perekonomian Indonesia pada waktu mendatang, sehingga perlu mulai mengembangkannya sejak saat ini [1]. Jenis tanaman hortikultura terdiri dari tanaman sayuran, buah-buahan, obat-obatan, maupun tanaman hias. Komoditas unggulan hortikultura dari jenis sayuran menunjukkan bahwa cabai besar dan cabai rawit merupakan komoditas yang diunggulkan berdasarkan nilai ekonomis dan strategis selain kentang, bawang merah dan kol/kubis [2].

Penawaran harga cabai masih sangat bergantung dari jumlah cabai yang diproduksi, sedangkan jumlah cabai yang diproduksi bergantung pada luas panen dan produktifitas lahan. Setiap tahunnya jumlah cabai yang ditawarkan mengalami perubahan, hal ini terjadi karena fluktuasi luas panen dan produksi cabai. Luas panen tanaman cabai yang terdiri dari cabai besar dan rawit mengalami peningkatan selama tahun 2008-2011, begitu juga pada produksi cabai juga mengalami peningkatan [3]. Selain luas panen dan produksi cabai, jumlah cabai yang ditawarkan juga dipengaruhi oleh

curah hujan, dimana jika terjadi curah hujan yang tinggi maka akan menyebabkan jumlah produksi cabai yang sedikit sehingga harga cabai akan menjadi mahal. Harga cabai selama Bulan Januari-Februari 2013 menunjukkan bahwa harga cabai merah besar berkisar antara 15.000-17.000 Rp/Kg, dan 23.000-24.000 Rp/Kg pada cabai rawit [4]. Sementara itu curah hujan yang terjadi di Surabaya pada Bulan Januari-Februari 2013 berkisar antara curah hujan tinggi dan sangat tinggi [5]-[6].

Berdasarkan latar belakang di atas diperlukan suatu analisis untuk memodelkan dan meramalkan harga cabai rawit yang dipengaruhi oleh curah hujan sehingga fluktuasi harga cabai dapat diatasi. Objek penelitian fokus pada Surabaya karena Surabaya merupakan ibukota provinsi sehingga Surabaya dapat mewakili kota-kota lain di Jawa Timur dan harga cabai di Surabaya dengan kota-kota lain di Jawa Timur tidak memiliki perbedaan harga yang signifikan. Pemodelan yang akan digunakan adalah pemodelan deret waktu (*timeseries*), dengan pendekatan model fungsi transfer.

II. TINJAUAN PUSTAKA

A. Analisis Time Series

Analisis *time series* adalah analisis dari serangkaian data pengamatan yang terjadi berdasarkan indeks waktu secara berurutan dengan interval waktu tetap dan salah satu prosedur statistik untuk meramalkan struktur probalistik keadaan di masa akan datang dalam rangka pengambilan keputusan. Ciri-ciri dalam pembentukan model *time series* adalah data telah stasioner dalam varians dan mean. Transformasi *Box-Cox* merupakan salah satu alternatif untuk menstasionerkan data yang tidak stasioner dalam varians.

$$T(Z_t) = \frac{z_t^\lambda - 1}{\lambda} \quad (1)$$

dimana $T(Z_t)$ merupakan serangkaian data $\{Z_t\}$ yang

mengalami transformasi. Sedangkan untuk menstasionerkan data dalam *mean* dengan proses *differencing* orde d [7].

$$W_t = (1 - B)^d Z_t \quad (2)$$

Serangkaian data $\{Z_t\}$ disebut stasioner bila mempunyai

mean yang konstan (3) dan varians yang konstan (4) untuk semua waktu t.

$$E(Z_t) = E(Z_{t+k}) = \mu \tag{3}$$

$$Var(Z_t) = E[(Z_t - \mu)^2] = E[(Z_{t+k} - \mu)^2] = \sigma_z^2 \tag{4}$$

autocovariance pada lag k dinotasikan γ_k

$$\gamma_k = cov(Z_t, Z_{t+k}) = E[(Z_t - \mu)(Z_{t+k} - \mu)] \tag{5}$$

Autocorrelation Function (ACF) menunjukkan korelasi antara Z_t dan Z_{t+k} , dinotasikan ρ_k

$$\rho_k = \frac{cov(Z_t, Z_{t+k})}{\sqrt{var(Z_t)}\sqrt{var(Z_{t+k})}} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \tag{6}$$

karena proses adalah stasioner, maka $Var(Z_t) = Var(Z_{t+k}) = \sigma_z^2 = \gamma_0$ pada waktu t adalah sama untuk waktu t+k. Sampel autocorrelation function dinotasikan $\hat{\rho}_k$ [7].

$$\hat{\rho}_k = \frac{\hat{\gamma}_k}{\hat{\gamma}_0} = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (Z_t - \bar{Z})(Z_{t+k} - \bar{Z})}{\sum_{t=1}^n (Z_t - \bar{Z})^2}, k = 0, 1, 2, \dots \tag{7}$$

Partial Autocorrelation Function (PACF) merupakan fungsi yang digunakan untuk mengukur autocorrelation antara Z_t dan Z_{t+k} , dimana pengaruh dari Z_{t+1}, Z_{t+2} dan Z_{t+k-1} sudah dihilangkan, dinyatakan sebagai berikut.

$$corr(Z_t, Z_{t+1} | Z_{t+1}, \dots, Z_{t+k-1}) \tag{8}$$

untuk fungsi sampel PACF dinotasikan dengan $\hat{\phi}_{kk}$ [7].

$$\hat{\phi}_{k+1, k+1} = \frac{\hat{\rho}_{k+1} - \sum_{j=1}^k \hat{\phi}_{kj} \hat{\rho}_{k+1-j}}{1 - \sum_{j=1}^k \hat{\phi}_{kj} \hat{\rho}_j} \tag{9}$$

$$\hat{\phi}_{k+1, j} = \hat{\phi}_{kj} - \hat{\phi}_{k+1, k+1} \hat{\phi}_{kk+1-j}, j = 1, \dots, k \tag{10}$$

B. Model Time series ARIMA

odel Time series ARIMA

Model ARIMA dituliskan sebagai berikut [7].

$$\phi_p(B)(1-B)^d Z_t = \theta_q(B) a_t \tag{11}$$

Model ARIMA Musiman dinotasikan $(P, D, Q)^s$ dimana s merupakan faktor periode musiman.

$$\Phi_P(B^s)(1-B^s)^D Z_t = \Theta_Q(B^s) a_t \tag{12}$$

Model ARIMA musiman multiplikatif (p, d, q) $(P, D, Q)^s$ yaitu memiliki pola musiman dan regular dinyatakan sebagai berikut.

$$\Phi_P(B^s)\phi_p(B)(1-B)^d(1-B^s)^D Z_t = \theta_q(B)\Theta_Q(B^s)a_t \tag{13}$$

Keterangan:

$$\phi_p(B) = (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p)$$

$$\theta_q(B) = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q)$$

$$\Phi_P(B^s) = (1 - \Phi_1 B^s - \Phi_2 B^{2s} - \dots - \Phi_p B^{ps})$$

$$\Theta_Q(B^s) = (1 - \Theta_1 B^s - \Theta_2 B^{2s} - \dots - \Theta_q B^{qs})$$

$$Z_t = Z_t - \mu$$

$a_t =$ error dari model

C. Pembentukan Model Time series ARIMA

Pembentukan model time series ARIMA adalah sebagai berikut [7].

1. Identifikasi model ARIMA dengan mengamati plot ACF dan PACF.

2. Estimasi parameter menggunakan conditional maximum likelihood dengan fungsi sebagai berikut.

$$P(\alpha | \phi, \mu, \theta, \sigma_a^2) = (2\pi\sigma_a^2)^{-n/2} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma_a^2} \sum_{t=1}^n a_t^2\right] \tag{14}$$

3. Pengujian signifikansi parameter model ARIMA dengan statistik uji-t.

4. Uji kesesuaian model, dimana model sesuai apabila memenuhi residual white noise dan residual berdistribusi normal [8].

5. Kriteria kebaikan model,

untuk data in sample

$$AIC(M) = n \ln \hat{\sigma}_a^2 + 2M \tag{15}$$

$$SBC(M) = n \ln \hat{\sigma}_a^2 + M \ln n \tag{16}$$

M = jumlah parameter yang ditaksir

untuk data out sample

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m e_i^2} \tag{17}$$

$$MAPE = \left(\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \left| \frac{e_i}{Z_{n+i}} \right| \right) 100\% \tag{18}$$

m = banyak data testing

D. Model Fungsi Transfer

Model fungsi transfer adalah suatu model yang menggambarkan nilai prediksi masa depan dari suatu time series didasarkan pada nilai-nilai masa lalu time series itu sendiri dan satu atau lebih variabel yang berhubungan dengan output series tersebut [7]. Bentuk umum fungsi transfer single input (x_t) dengan single output (y_t).

$$y_t = v(B)x_t + \eta_t \tag{19}$$

dimana y_t adalah deret output yang stasioner, x_t adalah deret input yang stasioner dan η_t adalah deret noise.

dengan $v(B) = \frac{\omega_s(B)B^b}{\delta_r(B)}$ dan $\eta_t = \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t$

Sehingga (19) menjadi (20)

$$y_t = \frac{\omega_s(B)B^b}{\delta_r(B)} x_t + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t \quad (20)$$

Tahap pembentukan model fungsi transfer adalah sebagai berikut [7].

Tahap 1: Identifikasi model fungsi transfer

1. Mempersiapkan deret *input* (x_t) dan *output* (y_t) yang stasioner.
2. Penentuan Model ARMA untuk deret *input*.
3. *Prewhitening* deret *input*

$$\alpha_t = \frac{\theta_x(B)}{\theta_x(B)} x_t \quad (21)$$

4. *Prewhitening* deret *ouput*

$$\beta_t = \frac{\theta_y(B)}{\theta_y(B)} y_t \quad (22)$$

5. Mendeteksi dan mengukur hubungan kekuatan antara α_t dan β_t dengan menggunakan CCF (*Cross Correlation Function*).
6. Penetapan (b, r, s) yang menghubungkan deret *input* dan deret *output* [9].
 - a. Nilai b menyatakan bahwa y_t tidak dipengaruhi oleh nilai x_t sampai periode $t+b$, besarnya b adalah lag bobot respon impuls yang pertama tidak berbeda dari nol.
 - b. Nilai s menyatakan bahwa berapa lama deret *output* (y_t) secara terus-menerus dipengaruhi oleh nilai-nilai baru dari deret *input* (x_t).
 - c. Nilai r menunjukkan bahwa y_t berkaitan dengan nilai-nilai masa lalunya. $r=0$, bila jumlah bobot respon impuls hanya terdiri dari beberapa lag yang kemudian terpotong, $r=1$, bila bobot respon impuls menunjukkan suatu pola eksponensial menurun, dan $r=2$, bila bobot respon impuls menunjukkan suatu pola eksponensial menurun dan pola sinusoidal.
7. Penaksiran awal deret *noise* ($\hat{\eta}_t$).
8. Penentuan model deret *noise* ARMA (p_n, q_n).

Tahap 2: Estimasi parameter model fungsi transfer

Estimasi parameter menggunakan metode *conditional maximum likelihood* untuk mengestimasi parameter $\delta, \omega, \phi, \theta$ dengan fungsi *likelihood* [7].

$$L(\delta, \omega, \phi, \theta, \hat{\sigma}_a^2 | b, x, y, x_0, y_0, \alpha_0) = (2\pi\sigma_a^2)^{-n/2} \exp \left[-\frac{1}{2\sigma_a^2} \sum_{t=1}^n \alpha_t^2 \right] \quad (23)$$

Tahap 3: Pengujian signifikansi parameter model fungsi transfer

Hipotesis dan statistik uji yang digunakan sama seperti pada pengujian signifikansi parameter model ARIMA. Perbedaannya hanya terdapat pada parameter model yang diestimasi [7].

Tahap 4: Uji kesesuaian model fungsi transfer

1. Pengujian *crosscorrelation* antara residual model deret *noise* dan deret *input* yang telah mengalami *prewhitening*, jika nilai *crosscorrelation* tidak ada yang melebihi *standart error* $\pm 2(n-k)^2$ maka independen.
2. Pengujian autokorelasi residual model deret *noise* atau disebut juga uji *white noise* dan uji residual model deret *noise* berdistribusi normal.

Tahap 5: Penggunaan Model Fungsi Transfer untuk Peramalan

Apabila terdapat beberapa model *alternative* dari model fungsi transfer yang sesuai, maka model terbaik pada data *in sample* dipilih berdasarkan kriteria AIC atau SBC. Model terbaik pada data *out sample* dipilih berdasarkan kriteria RMSE atau MAPE [7].

E. Definisi Cabai

Cabai (*Capsicum*) merupakan tanaman perdu yang buahnya berbentuk bulat panjang dengan ujung meruncing, apabila sudah tua berwarna merah kecoklatan atau hijau tua, berisi banyak biji yang pedas rasanya [10]. Ada beberapa jenis cabai yang dibudidayakan di Jawa. Cabai dapat dibedakan menurut bentuk buahnya, yaitu bentuk buah besar, keriting dan bentuk buah kecil. Nama lokal cabai-cabai tersebut adalah cabai besar (cabai merah dan cabai hijau), cabai keriting dan cabai rawit.

F.

Definisi Curah hujan

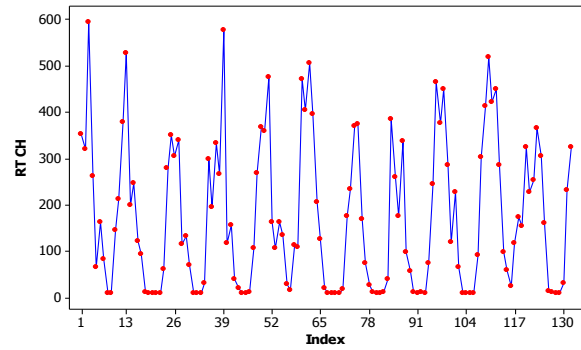
Curah hujan adalah banyaknya curah hujan yang tercurah atau turun di suatu daerah di jangka waktu tertentu, limpahan air hujan [10]. Satuan curah hujan adalah mm terdapat beberapa cara mengukur curah hujan. Curah hujan (mm) merupakan ketinggian air hujan yang terkumpul dalam tempat yang datar, tidak menguap, tidak meresap, dan tidak mengalir.

III. METODOLOGI PENELITIAN

Data yang digunakan dalam penelitian ini merupakan data sekunder yang diperoleh dari Badan Pusat Statistik (BPS) Jawa Timur, Dinas Perindustrian dan Perdagangan (Disperindag) Surabaya dan Badan Meteorologi Krimatologi dan Geofisika (BMKG). Data tersebut meliputi data bulanan dari harga cabai rawit dan curah hujan di Surabaya pada tahun 2001-2012. Langkah analisis yang akan dilakukan adalah sebagai berikut.

1. Membagi data harga cabai rawit dan curah hujan di Surabaya menjadi dua bagian sebagai data *in sample* dan *out sample*. Data pada tahun 2001-2011 sebagai data *in sample* dan tahun 2012 sebagai data *out sample*.
2. Melakukan pembentukan model fungsi transfer data *in sample* harga cabai rawit dengan curah hujan sebagai variabel *input*, dengan tahapan sebagai berikut.
 - a. Mempersiapkan deret *input* yang telah stasioner.
 - b. Pemodelan ARIMA untuk deret *input*.
 - c. Penaksiran parameter dan pengujian signifikansi parameter model ARIMA
 - d. Pengujian kesesuaian model ARIMA.

- e. *Prewhitening* deret *input* yang kemudian disebut dengan α_t dan deret *output* yang kemudian disebut dengan β_t .
- f. Mendeteksi dan mengukur kekuatan hubungan α_t dan β_t .
- g. Penetapan b, r, s untuk menduga model fungsi transfer.
- h. Penetapan model ARIMA untuk deret *noise*.
- i. Penaksiran parameter dan pengujian signifikansi parameter model fungsi transfer.
- j. Pengujian kesesuaian model fungsi tranfer.
- k. Penggunaan model fungsi transfer untuk peramalan harga cabai.



Gambar 1. Time series Plot Deret Input

IV. PEMBAHASAN

A. Pemodelan Harga Cabai Rawit di Surabaya

Tahap awal yang dilakukan adalah identifikasi model fungsi transfer.

Gambar 1 menunjukkan bahwa *time series* data *in sample* deret *input* yaitu curah hujan berpola musiman dengan periode 12 observasi. *Box-cox* plot data *in sample* memiliki nilai estimasi sebesar 0,04 dengan *rounded value* sebesar 0,00. Dari *time series* plot dan *box-cox* plot menunjukkan bahwa data belum stasioner dalam varians dan mean. Sehingga, data ditransformasi $\ln Z_t$ dan *differencing* musiman 12 dan regular 1.

Berdasarkan identifikasi model dari plot ACF (Gambar 2a) dan plot PACF (Gambar 2b) yang telah stasioner didapatkan model yang sesuai adalah model ARIMA Musiman Multiplikatif (0 1 2) (2 1 0)¹².

Estimasi parameter dari model ARIMA Musiman Multiplikatif (0 1 2) (2 1 0)¹² adalah pada Tabel 1.

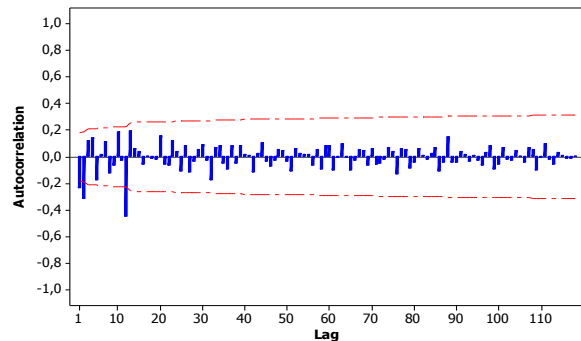
Berdasarkan model ARIMA yang didapat seluruh parameter model telah signifikan, memenuhi asumsi residual *white noise* dan distribusi normal.

Dengan demikian persamaan model ARIMA musiman multiplikatif adalah sebagai berikut.

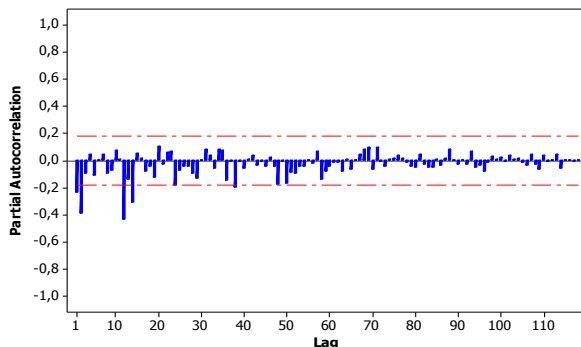
$$\begin{aligned}
 X_t^* = & X_{t-1}^* + X_{t-12}^* - X_{t-13}^* - 0,77716 X_{t-12}^* + 0,77716 X_{t-13}^* \\
 & + 0,77716 X_{t-24}^* - 0,77716 X_{t-25}^* \\
 & - 0,32668 X_{t-24}^* + 0,32668 X_{t-25}^* \\
 & + 0,32668 X_{t-36}^* - 0,32668 X_{t-37}^* + a_t \\
 & - 0,44732 a_{t-1} - 0,25202 a_{t-2}
 \end{aligned}$$

Karena model yang terbentuk merupakan model yang mengalami *differencing* sehingga memiliki mean yang berada disekitar nilai nol. Z_t atau X_t merupakan data pengamatan yang mengalami transformasi sehingga dapat disimbolkan dengan X_t^* .

Model ARIMA variabel *input* selanjutnya akan digunakan untuk *prewhitening* deret *input* dan deret *output*, tujuannya agar dapat mempertahankan integritas hubungan fungsional. Persamaan matematis untuk deret α_t dan β_t adalah sebagai berikut.



(2a)



(2b)

Gambar 2a. ACF Plot Deret Input Kondisi Stasioner, 2b. PACF Plot Deret Input Kondisi Stasioner

Tabel 1. Estimasi Parameter Model ARIMA

Parameter	Estimasi
θ_1	0,44732
θ_2	0,25202
Φ_1	-0,77716
Φ_2	-0,32668

$$\begin{aligned}
 \alpha_t = & X_t^* - X_{t-1}^* - X_{t-12}^* + X_{t-13}^* + 0,77716 X_{t-12}^* \\
 & - 0,77716 X_{t-13}^* - 0,77716 X_{t-24}^* \\
 & + 0,77716 X_{t-25}^* + 0,32668 X_{t-24}^* \\
 & - 0,32668 X_{t-25}^* - 0,32668 X_{t-36}^* \\
 & + 0,32668 X_{t-37}^* + 0,44732 a_{t-1} \\
 & + 0,25202 a_{t-2}
 \end{aligned}$$

$$\beta_t = Y_t^* - Y_{t-1}^* - Y_{t-12}^* + Y_{t-13}^* + 0,77716 Y_{t-12}^* - 0,77716 Y_{t-13}^* - 0,77716 Y_{t-24}^* + 0,77716 Y_{t-25}^* + 0,32668 Y_{t-24}^* - 0,32668 Y_{t-25}^* - 0,32668 Y_{t-36}^* + 0,32668 Y_{t-37}^* + 0,44732 \beta_{t-1} + 0,25202 \beta_{t-2}$$

dimana $X_t^* = \ln X_t$ dan $Y_t^* = \ln Y_t$

Kekuatan hubungan α_t dan β_t dideteksi dengan *cross correlation function*. Berdasarkan Lampiran 1 diketahui dugaan b,s,r. Dugaan b,s,r yang digunakan berdasarkan estimasi parameter dan CCF adalah (2,0,[2]). Pembentukan model ARMA deret *noise* dengan parameter *input* ditentukan dilakukan dengan identifikasi plot ACF dan PACF. Identifikasi model yang ditunjukkan oleh plot ACF dan PACF deret *noise* yaitu sama-sama terpotong setelah lag ke-12, sehingga beberapa dugaan model adalah ARMA (12,0), ARMA (0,12) dan ARMA (12,12). Berdasarkan signifikansi parameter diketahui bahwa dugaan model deret *noise* terbaik adalah ARMA (12,0). Sehingga, pemodelan pada fungsi transfer b,s,r (2,0,[2]) dan model deret *noise* ARMA (12,0). Model fungsi transfer tersebut sudah memenuhi signifikansi parameter, residual model dengan deret *input* yang telah mengalami *prewhitening* (α_t) dinyatakan independen, dan residual sudah memenuhi asumsi residual *white noise* dan distribusi normal.

Tabel 2. menunjukkan hasil ramalan harga cabai rawit selama tahun 2013. Harga cabai mengalami fluktuasi dimana harga termurah adalah 13.740 Rp/Kg pada Bulan September dan harga termahal adalah 57.927 Rp/Kg pada Bulan Januari.

V. KESIMPULAN

Berdasarkan hasil analisis yang dilakukan dapat disimpulkan bahwa model terbaik dari harga cabai rawit yang dipengaruhi oleh curah hujan menggunakan pendekatan fungsi transfer adalah sebagai berikut

$$Y_t = \exp(Y_{t-1}^* + Y_{t-12}^* - Y_{t-13}^* - 0,45321(Y_{t-12}^* - Y_{t-13}^* - Y_{t-24}^* + Y_{t-25}^*) - 0,73882(Y_{t-2}^* - Y_{t-3}^* - Y_{t-14}^* + Y_{t-15}^*) - 0,33484(Y_{t-14}^* - Y_{t-15}^* - Y_{t-26}^* + Y_{t-27}^*) - 0,15286(X_{t-2}^* - X_{t-3}^* - X_{t-14}^* + X_{t-15}^*) - 0,06927(X_{t-14}^* - X_{t-15}^* - X_{t-26}^* + X_{t-27}^*) + 0,73882 a_{t-2})$$

Hasil ramalan untuk tahun 2013 menunjukkan bahwa harga cabai rawit berkisar antara 14.000 hingga 58.000 Rp/Kg.

Dengan demikian persamaan model fungsi transfer harga cabai rawit adalah sebagai berikut.

$$Y_t^* = Y_{t-1}^* + Y_{t-12}^* - Y_{t-13}^* - 0,45321(Y_{t-12}^* - Y_{t-13}^* - Y_{t-24}^* + Y_{t-25}^*) - 0,73882(Y_{t-2}^* - Y_{t-3}^* - Y_{t-14}^* + Y_{t-15}^*) - 0,33484(Y_{t-14}^* - Y_{t-15}^* - Y_{t-26}^* + Y_{t-27}^*) - 0,15286(X_{t-2}^* - X_{t-3}^* - X_{t-14}^* + X_{t-15}^*) - 0,06927(X_{t-14}^* - X_{t-15}^* - X_{t-26}^* + X_{t-27}^*) + a_t + 0,73882 a_{t-2}$$

Karena deret Y_t dan X_t telah mengalami transformasi maka $Y_t^* = \ln Y_t$ dan $X_t^* = \ln X_t$.

B. Peramalan Harga Cabai Rawit di Surabaya

Hasil ramalan harga cabai rawit selama tahun 2013 berdasarkan model fungsi transfer yang terbaik adalah sebagai berikut.

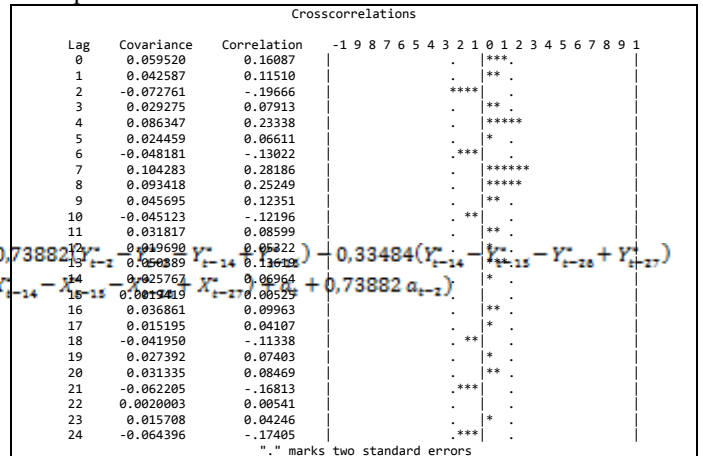
Guna mengetahui keakuratan model dugaan perlu dilakukan perbandingan antara ramalan model fungsi transfer dengan data *testing* dan *out sample* yaitu data tahun 2012. Kriteria kebaikan model di ukur dengan RMSE dan MAPE. Nilai RMSE sebesar 5149,77 yang menunjukkan besarnya akar rata-rata kesalahan dalam meramalkan harga cabai rawit, sedangkan MAPE sebesar 11,72% menunjukkan persentase kesalahan dalam meramalkan harga cabai rawit dengan curah hujan sebagai variabel *input*.

Tabel 2. Hasil Ramalan Harga Cabai Rawit Tahun 2013 (Rp/Kg)

Bulan	Forecast
Januari	57.927
Februari	55.670
Maret	49.072
April	34.954
Mei	18.661
Juni	22.347
Juli	20.926
Agustus	15.701
September	13.740
Oktober	15.121
Nopember	18.161
Desember	25.503

LAMPIRAN

Lampiran 1. CCF



DAFTAR PUSTAKA

[1] Dinas Pertanian dan Kehutanan. 2011. *Pengertian Hortikultura*. [Online]. Available: http://dipertanहुt.purworejokab.go.id/index.php?option=com_content&view=article&id=76&Itemid=138.

[2] Bardosono. 2012. *Komoditas Unggulan*. [Online]. Available: <http://hortikultura.deptan.go.id/?q=content/komoditas-unggulan>.

[3] Badan Pusat Statistik. 2012. *Statistik Indonesia*. Jakarta: BPS.

[4] Dinas Perindustrian dan Perdagangan. 2013. *Harga Bahan Pokok*. Surabaya: Disperindag.

[5] Badan Meteorologi Klimatologi dan Geofisika. 2013. *Prakiraan hujan Bulanan*. [Online]. Available:

http://bmgk.go.id/BMKG_Pusat/Klimatologi/Prakiraan_Hujan_Bulanan.bmgk.

- [6] _____ . 2013. *Informasi Hujan Bulanan*. [Online]. Available: http://bmgk.go.id/BMKG_Pusat/Klimatologi/Informasi_Hujan_Bulanan.bmgk.
- [7] _____ W.W.S Wei. 2006. *Time Series Analysis Univariate and Multivariate Methods*. New York: Pearson Education, Inc.
- [8] _____ W.W. Daniel. 1989. *Statistika Nonparametrik Terapan*. Jakarta: PT.Gramedia.
- [9] _____ S. Makridakis, S.C Wheelwright and V.E McGee. 1999. *Metode dan Aplikasi Peramalan* (Edisi Kedua). Jakarta: Binurapa Aksara.
- [10] _____ Departemen Pendidikan dan Kebudayaan. 1995. *Kamus Besar bahasa Indonesia* (Edisi Kedua). Jakarta: Balai Pustaka.