

**PERAMALAN HARGA CABAI MERAH MENGGUNAKAN MODEL VARIASI
KALENDER REGARIMA DENGAN *MOVING HOLIDAY EFFECT*
(STUDI KASUS: HARGA CABAI MERAH PERIODE JANUARI 2012 SAMPAI
DENGAN DESEMBER 2019 DI PROVINSI JAWA BARAT)**

Aulia Rahmatun Nisa¹, Tarno², Agus Rusgiyono³

^{1,2,3} Departemen Statistika, Fakultas Sains dan Matematika, Universitas Diponegoro
e-mail : auliarahmatunnisa99@gmail.com

ABSTRACT

Chili is one of the vegetable commodities that has high economic value, because of its role is large enough to supply domestic needs as an export commodity in the food industry. The price of red chillies always increase in the month of Eid al-Fitr. This is due to the large number of people who use Red Chili as food they consume. Shifting the moon during the Eid al-Fitr will form a seasonal system with different periods, which became known as the Moving Holiday Effect. One of the calendar variation models used to eliminate the Moving Holiday Effect and has a simple processing flow is the RegARIMA model. The RegARIMA model is a combination of linear regression with ARIMA. In the regression model the weighting matrix is used as an independent variable and the price of red chili as the dependent variable. The weight value is obtained based on the number of days that affect Eid, which is 14 days. Based on the analysis the red chili price data in West Java Province with the period of January 2012 to December 2018, the RegARIMA model $(1,0,0)(0,1,1)$ ¹² is the best model because it has the smallest AIC. Forecasting results in 2020 showed an increase in the price of red chili in West Java occurred in May to coincide with the Eid al-Fitr holiday which fell on May 24, 2020, the sMAPE value obtained by 24.96%. It means, the forecast still in the level of reasonableness.

Keywords: Time Series, The Price of Red Chili, RegARIMA, Moving Holiday Effect

1. PENDAHULUAN

Cabai termasuk salah satu komoditi sayuran yang mempunyai nilai ekonomi yang cukup tinggi, karena peranannya yang cukup besar untuk memenuhi kebutuhan domestik sebagai komoditi ekspor dalam industri pangan (Nur Hartuti, 1997). Menurut data Badan Pusat Statistik (BPS) mencatat bahwa laju inflasi pada bulan Februari 2019 sebesar 0,07%. Dimana cabai merah dan cabai rawit termasuk kedalam komoditi yang memberikan andil pada deflasi, cabai merah senilai 0,06% dan cabai rawit menyumbang 0,02% (finance.detik.com). Harga cabai yang tidak menentu akan berdampak buruk kepada masyarakat dan negara. Terdapat banyak faktor yang menyebabkan harga cabai yang tidak menentu antara lain adalah faktor cuaca, penyerangan hama, spekulasi tengkulak, buruknya pengelolaan stok pangan nasional dan lemahnya regulasi pengaturan harga oleh Pemerintah (Irvan, 2016). Terlebih lagi, ketika Hari Raya Idul Fitri masyarakat Indonesia identik membuat masakan secara besar-besaran. Masakan yang dibuat biasanya bercitarasa pedas, oleh karena itu masyarakat membutuhkan cabai sebagai pemberi rasa pedas. Banyaknya permintaan cabai ketika Hari Raya Idul Fitri membuat stok cabai semakin menipis dan langka sehingga membuat harga cabai semakin meroket. Indonesia sebagai Negara yang mayoritas beragama Islam, menggunakan kalender Hijriyah untuk menentukan hari besar agama seperti Hari Raya Idul Fitri (lebaran). Variasi kalender yang disebabkan hari besar ini merupakan satu contoh efek variasi liburan (Triyani dan Reorita, 2012). Untuk menghindari dan mengantisipasi lonjakan harga cabai maka akan dilakukan peramalan harga cabai merah. Oleh karena itu, pada penelitian ini akan dilakukan peramalan harga cabai merah di Jawa Barat menggunakan Model Variasi Kalender RegARIMA dengan efek variasi kalender liburan.

2. TINJAUAN PUSTAKA

2.1 Cabai

Cabai atau lombok termasuk dalam suku terong-terongan (*Solanaceae*) dan merupakan tanaman yang mudah ditanam di dataran rendah maupun di dataran tinggi. Tanaman cabai banyak mengandung vitamin A dan vitamin C serta mengandung minyak atsiri *capsaicin*, yang menyebabkan rasa pedas dan memberikan kehangatan panas bila digunakan untuk rempah-rempah (bumbu dapur). Cabai merah besar (*Capsicum annuum* L.) merupakan salah satu jenis sayuran yang memiliki nilai ekonomi yang tinggi. Cabai mengandung berbagai macam senyawa yang berguna bagi kesehatan manusia. Kandungan kimia utama cabai merah yang bermanfaat sebagai obat adalah antioksidan, *Lasparaginase*, dan *Capsaicin* (Kilham, 2006). Cabai merah biasanya digunakan sebagai bumbu dapur dan pelengkap masakan, selain itu juga dimanfaatkan dalam bidang kesehatan sebagai campuran obat-obatan herbal bahkan sebagai zat anti kanker (Setyanarayana, 2016).

2.2 Model RegARIMA

Menurut Lin dan Liu (2002), model Reg-ARIMA merupakan salah satu bentuk model variasi kalender yang dapat digunakan untuk meramalkan data berdasarkan pola musiman dengan panjang periode yang bervariasi. Model ini digambarkan sebagai kombinasi model regresi dengan model ARIMA, dimana sebuah pembobot digunakan sebagai variabel regresi dan *error* dari model regresi digunakan sebagai variabel proses model ARIMA. Model Reg-ARIMA dapat digunakan untuk melakukan estimasi efek kalender serta peramalannya. Bell Hilmer (1983) mengemukakan bahwa data *time series* Y_t yang mengandung efek variasi kalender dapat dituliskan dalam bentuk umum sebagai berikut :

$$Y_t = f(X_t) + Z_t$$

2.3 Model Regresi Linier

Persamaan regresi linier antara variabel dependen (Y) terhadap variabel independen (X) dengan data sebanyak n dalam bentuk matriks dituliskan (Sembiring, 2003) sebagai berikut:

$$Y = X\beta + \varepsilon$$

2.4 Matriks Pembobot

Matriks pembobot adalah matriks yang dimana elemennya merupakan nilai bobot efek kalender. Matriks pembobot digunakan sebagai variabel independen pada proses pemodelan regresi linier sederhana. Tujuan dari matriks pembobot adalah untuk menghilangkan efek kalender pada data *time series* (Bell dan Hiltmer, 1983). Ada 3 macam variabel regresi yang digunakan yaitu REG1 (Menggunakan pembobotan satu variabel), REG2 (menggunakan pembobotan 2 variabel), REG3 (menggunakan pembobotan 3 variabel). Karena data Harga Cabai Merah diasumsikan hanya dipengaruhi oleh hari raya Idul Fitri maka digunakan REG1 untuk menghitung variabel regresi. Variabel regresi dihitung menggunakan dua kriteria (Shuja' *et al*, 2007), yaitu :

Kriteria 1: Jika Idul Fitri jatuh pada awal bulan yaitu dari tanggal 1-15.

$$REG1 = \begin{cases} \frac{n_1}{w} & ; \text{Untuk bulan terjadi Idul Fitri} \\ \frac{n_2}{w} & ; \text{Untuk bulan setelah terjadi Idul Fitri} \\ 0 & ; \text{Untuk bulan yang lainnya} \end{cases}$$

dengan:

n_1 : banyak hari yang berpengaruh pada bulan terjadi Idul Fitri
 n_2 : banyak hari yang berpengaruh pada bulan sebelum terjadi Idul Fitri
 w : total hari yang berpengaruh yaitu 14 hari
 Kriteria 2: Jika Idul Fitri jatuh pada akhir bulan yaitu dari tanggal 16-31

$$RREG1 = \begin{cases} \frac{n_1}{w} & ; \text{Untuk bulan terjadi Idul Fitri} \\ \frac{n_2}{w} & ; \text{Untuk bulan setelah terjadi Idul Fitri} \\ 0 & ; \text{Untuk bulan yang lainnya} \end{cases}$$

dengan :
 m_1 : banyak hari yang berpengaruh pada bulan terjadi Idul Fitri
 m_2 : banyak hari yang berpengaruh pada bulan setelah terjadi Idul Fitri
 w : total hari yang berpengaruh yaitu 14 hari

Shuja *et al.* (2007) menyatakan bahwa banyaknya hari yang dipengaruhi oleh perayaan idul fitri (w) ditentukan oleh peneliti berdasarkan pola liburan yang terjadi masyarakat tersebut. Menurut Widhianti dan Wutsaq (2013) hari yang dipengaruhi oleh hari raya Idul Fitri di Indonesia $w = 14$ hari, yaitu 7 hari sebelum hari raya Idul Fitri, saat Hari Raya Idul Fitri, dan 6 Hari sesudah hari raya Idul Fitri.

2.5 Pemodelan ARIMA

Dalam pemodelan *time series* ARIMA, asumsi model yang harus terpenuhi adalah stasioneritas data, normalitas residual model, dan tidak adanya korelasi antar residual pada model serta varian residual yang homogen. Terdapat dua pengujian stasioneritas data yaitu stasioneritas dalam *mean* dan stasioneritas dalam varian. Pengujian terhadap stasioneritas secara *mean* dapat dilakukan dengan uji Dicky Fuller (Wei, 2006). Data *time series* yang tidak stasioner dalam *mean* dapat distasionerkan dengan proses *differencing* (pembedaan). Proses *differencing* adalah proses mencari perbedaan antara data satu periode dengan periode lainnya secara berurutan (Makridakis dkk, 1999). Secara umum proses differencing orde ke d ditulis $Z_t^d = (1 - B)^d Z_t$ (Wei, 2006). Menurut Makridakis et al.(1999) stasioneritas dalam varian dapat dilihat pada plot *time series*. Jika plot *time series* tidak memperlihatkan adanya perubahan varian yang jelas dari waktu ke waktu, maka dapat dikatakan data tersebut stasioner dalam variannya. Data *time series* yang tidak stasioner dalam varian dapat distasionerkan dengan proses transformasi. Transformasi yang biasa dilakukan adalah transformasi Box-Cox, sebagai berikut :

$$T(Z_t) = \begin{cases} \frac{Z_t^\lambda - 1}{\lambda}, \lambda \neq 0 \\ \ln(Z_t), \lambda = 0 \end{cases}$$

Berikut model – model ARIMA jika data telah stasioner :

1. Model Autoregresive (AR(p))
 Bentuk umum model AR dengan orde p atau disingkat AR(p) adalah
 $Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + \dots + \phi_k Z_{t-p} + a_t$
2. Model Moving Average (MA(q))
 Bentuk umum model MA dengan orde q atau disingkat MA(q) adalah
 $Z_t = \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q} - a_t$
3. Model Autoregresive Moving Average (ARMA(p,q))
 Bentuk umum model ARMA dengan orde AR adalah p dan orde MA adalah q atau disingkat ARMA(p,q) adalah

- $$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + \phi_p Z_{t-p} + a_t - a_1 \varepsilon_{t-1} - a_2 \varepsilon_{t-2} - a_3 \varepsilon_{t-3} - \dots - a_q \varepsilon_{t-q}$$
4. Model Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA(p,d,q)) Bentuk umum model ARIMA(p,d,q) adalah

$$\phi_p(B)(1-B)^d Z_t = \theta_q(B)a_t$$
 5. Model *Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average* (SARIMA)
 Bentuk umum model SARIMA ARIMA (p, d, q)(P,D,Q)^S dapat ditulis dengan :

$$\phi_p(B^S)\phi_p(B)(1-B)^d(1-B^S)^D Z_t = \theta_q(B)\theta_Q(B^S)a_t$$

2.6 Uji Normalitas Residual

Pengujian yang digunakan untuk mengetahui apakah residual berdistribusi normal adalah dengan menggunakan uji *Kolmogorov-Smirnov*. Hipotesis pengujian yang digunakan adalah sebagai berikut :

- a. Hipotesis :
 - H_0 : Residual berdistribusi normal
 - H_1 : Residual tidak berdistribusi normal
- b. Taraf signifikansi : α
- c. Statistik uji :

$$D = \sup |F_0(x) - S_n(x)|$$
 dengan :
 - $S_n(x)$: Fungsi distribusi kumulatif sampel
 - $F_0(x)$: fungsi sebaran normal kumulatif.
 - Sup : nilai supremum dari $|F_0(x) - S_n(x)|$
- d. Kriteria uji :
 H_0 ditolak jika nilai $D \geq W_{1-\alpha;n}$ atau $P_{\text{value}} \leq \alpha$

2.7 Uji Autokorelasi Residual

Uji korelasi residual digunakan untuk mendeteksi ada tidaknya korelasi residual antar *lag*. Langkah-langkah pengujian korelasi residual yaitu :

- a. Hipotesis :
 - H_0 : $\rho_1, \rho_2, \dots, \rho_k = 0$ (tidak ada korelasi antar *lag*)
 - H_1 : paling sedikit ada satu $\rho_k \neq 0$ dengan $k=1,2,3,\dots,K$ (terdapat korelasi antar *lag*)
- b. Taraf signifikansi : α
- c. Statistik uji :

Menggunakan rumus uji *Ljung Box-Pierce*

$$Q_k = T(T+2) \sum_{k=1}^k \frac{\hat{\rho}_k^2}{T-k} \quad (1)$$

dengan :

T : Banyaknya data

k : banyaknya *lag* yang diuji

$\hat{\rho}_k^2$: dugaan autokorelasi residual periode k

- d. Kriteria uji :
 H_0 ditolak jika nilai $Q_{\text{hitung}} \geq \chi_{(\alpha,df)}^2$ dengan derajat bebas $df = K - p - q$ (Wei, 2006).

2.8 Uji Homogenitas Residual

Time series selain sering memiliki masalah autokorelasi juga memiliki masalah heteroskedastisitas (Engle,1982). Uji yang dapat digunakan untuk mendeteksi keberadaan heteroskedastisitas atau keberadaan efek ARCH adalah uji ARCH *Lagrange Multiplier* (ARCH-LM)(Tsay,2004).

Terdapat dua tahap dalam melakukan pengujian ARCH-LM, yaitu :

- Mengestimasi model regresi atau model ARIMA sehingga didapat $\{a_t^2\}$ yang merupakan kuadrat dari nilai residual.
- Regresikan secara linier kuadrat residual tersebut dengan nilai $a_{t-1}^2, a_{t-2}^2, a_{t-3}^2, \dots, a_{t-q}^2$, sehingga didapat bentuk regresi :
$$a_t^2 = a_0 + a_1 a_{t-1}^2 + a_2 a_{t-2}^2 + \dots + a_q a_{t-q}^2$$

Berikut uji hipotesis untuk Uji *Lagrange Multiplier* (Fakhriyana *et al*, 2016)

a. Hipotesis :

$H_0 : a_1 = a_2 = \dots = a_s = 0$ (tidak ada efek ARCH/GARCH)

$H_1 : \text{minimal ada satu nilai } \theta_j \neq 0 \text{ untuk } j = 1, 2, 3, \dots, S$ (terdapat efek ARCH/GARCH)

b. Taraf signifikansi : α

c. Statistik uji :

$$LM = nR^2$$

Dimana :

$$R^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{a}_i - \bar{a})^2}{\sum_{i=1}^n (a_i - \bar{a})^2}$$

Dengan n menyatakan banyaknya residual data dan R^2 adalah *r-square*, dan berdistribusi $\chi^2(q)$

d. Kriteria uji :

H_0 ditolak jika nilai $LM \geq \chi^2_{(\alpha, q)}$ atau $P_{\text{value}} \leq \alpha$

Jika pada kesimpulan pengujian terdapat efek ARCH/GARCH maka akan dilakukan pemodelan ARCH/GARCH.

2.9 Pemilihan Model Terbaik

Pemilihan model terbaik berdasarkan nilai *Akaike Info Criterion* (AIC), dirumuskan sebagai berikut :

$$AIC = n \ln \hat{\sigma}_a^2 + 2s$$

2.10 Evaluasi Model Peramalan

Makridakis dan Hibon (2000), mengemukakan bahwa salah satu ukuran yang digunakan untuk mengukur ketepatan peramalan adalah sMAPE (*symmetric Mean Absolute Percentage Error*). sMAPE menghitung ukuran presentase kesalahan dengan rumus sebagai berikut :

$$sMAPE = \frac{2}{n} \sum_{i=1}^n \frac{|Y_i - \hat{Y}_i|}{(|Y_i| + |\hat{Y}_i|)} \times 100\%$$

3. METODE PENELITIAN

3.1 Jenis dan Sumber Data

Jenis data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data sekunder yang didapat dari PRIANGAN (Portal Informasi Harga Pangan). Data yang diambil adalah Harga Cabai Merah di Provinsi Jawa Barat periode Januari 2012 sampai dengan Desember 2019.

3.2 Variabel Penelitian

Variabel yang digunakan dalam penelitian ini adalah data harga cabai merah di Provinsi Jawa Barat dalam satuan Rupiah. Data harga cabai merah dibagi menjadi dua, yaitu data *in sample* dan *out sample*. Pada data *in sample* digunakan data periode Januari 2012 sampai dengan Desember 2018 untuk menentukan model, sedangkan data *out sample* digunakan pada data periode Januari 2019 hingga Desember 2019 untuk validasi peramalan atau pengukuran kesalahan model.

3.3 Metode Analisis Data

Pengolahan data pada penelitian ini menggunakan *software Rstudio*. Adapun langkah – langkah yang dilakukan untuk menganalisis data sebagai berikut:

1. Menginputkan data Harga Cabai Merah (Y_t) periode Januari 2012 sampai dengan Desember 2018.
2. Membuat plot *time series* dari data Harga Cabai (Y_t) dengan tujuan untuk melihat pola yang terjadi pada data Harga Cabai Merah (Y_t).
3. Menentukan Regresor, yaitu menentukan variabel regresi yang mempengaruhi Harga Cabai Merah (Y_t) dengan membentuk matriks pembobot X_t .
4. Membentuk model regresi linier antara Y_t dan X_t .
5. Melakukan perhitungan untuk nilai koefisien parameter regresi β , kemudian dilakukan uji signifikansi parameter, jika parameter β tidak signifikan maka model tidak dapat dipakai dan analisis tidak dapat dilanjutkan.
6. Menghitung residual (e_t) dari model regresi linier. Nilai e_t berubah menjadi Z_t karena digunakan dalam pemodelan ARIMA.
7. Membentuk plot ACF dan plot PACF untuk identifikasi stasioneritas Z_t baik stasioneritas dalam varian maupun stasioneritas dalam mean, jika belum stasioner maka dilakukan *differencing* untuk stasioneritas dalam *mean* dan Transformasi Box-Cox untuk stasioneritas dalam varian.
8. Mengidentifikasi dugaan model RegARIMA menggunakan plot ACF dan PACF dari data Z_t .
9. Estimasi parameter dari model RegARIMA yang terbentuk, kemudian melakukan uji signifikansi parameter.
10. Melakukan diagnostik untuk mengetahui kesesuaian model yakni uji independensi residual dan uji normalitas residual serta uji homogenitas.
11. Pemilihan model terbaik berdasarkan nilai AIC terkecil
12. Membentuk persamaan model RegARIMA
13. Melakukan peramalan
14. Melakukan uji keakuratan model menggunakan SMAPE
15. Interpretasi hasil akhir yang diperoleh
16. Selesai

4. HASIL DAN PEMBAHASAN

4.1 Matris Pembobot

Dalam meramalkan menggunakan model Reg-ARIMA dibutuhkan variabel regresi untuk menghitung variasi kalendernya. Variabel Dependen (Y_t) berupa Harga Cabai Merah, sedangkan variabel independen (X_t) merupakan matriks pembobot. Penentuan variabel independen diawali dengan penentuan kapan hari raya Idul Fitri terjadi pada setiap tahunnya dan berapa banyak hari yang berpengaruh pada hari raya tersebut. Perayaan Idul Fitri mempengaruhi harga cabai merah selama 14 hari yaitu 7 hari sebelum Idul Fitri, Saat Idul Fitri, dan 6 hari setelah Idul Fitri. Hasil perhitungan pembobot dapat dilihat pada tabel 1.

Tabel 1. Nilai Pembobot

Tanggal Terjadinya Idul Fitri	Banyak Hari yang Berpengaruh			Nilai Bobot		
	Sebelum Bulan Idul Fitri	Saat Bulan Idul Fitri	Sesudah Bulan Idul Fitri	Sebelum Bulan Idul Fitri	Saat Bulan Idul Fitri	Sesudah Bulan Idul Fitri
	19 Agustus 2012	0	14	0	0	1
8 Agustus 2013	0	14	0	0	1	0
28 Juli 2014	0	11	3	0	0.785714	0.214286
17 Juli 2015	0	14	0	0	1	0
6 Juli 2016	2	12	0	0.142857	0.857143	0
25 Juni 2017	0	13	1	0	0.928571	0.071429
15 Juni 2018	0	14	0	0	1	0
Bulan Lainnya	0	0	0	0	0	0

Berdasarkan tabel 1 diperoleh matriks pembobot sebagai berikut :

$$V = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0,0000000 & 0 & 0,0000000 & 0,0000000 & 0 \\ 0 & 0 & 0,0000000 & 0 & 0,0000000 & 0,0000000 & 0 \\ 0 & 0 & 0,0000000 & 0 & 0,0000000 & 0,0000000 & 0 \\ 0 & 0 & 0,0000000 & 0 & 0,0000000 & 0,0000000 & 0 \\ 0 & 0 & 0,0000000 & 0 & 0,0000000 & 0,0000000 & 0 \\ 0 & 0 & 0,0000000 & 0 & 0,14285714 & 0,92857143 & 1 \\ 0 & 0 & 0,78571429 & 1 & 0,85714286 & 0,07142857 & 0 \\ 1 & 1 & 0,21428571 & 0 & 0,00000000 & 0,00000000 & 0 \\ 0 & 0 & 0,00000000 & 0 & 0,00000000 & 0,00000000 & 0 \\ 0 & 0 & 0,00000000 & 0 & 0,00000000 & 0,00000000 & 0 \\ 0 & 0 & 0,00000000 & 0 & 0,00000000 & 0,00000000 & 0 \\ 0 & 0 & 0,00000000 & 0 & 0,00000000 & 0,00000000 & 0 \end{bmatrix}$$

4.2 Model Regresi

Setelah diperoleh matriks pembobot yang digunakan sebagai variabel independen, maka selanjutnya akan dilakukan pemodelan regresi linier antara Y_t dengan X_t . Berikut model yang terbentuk:

$$\hat{Y} = \hat{\beta}X_t = 35296X_t$$

4.3 Uji Signifikansi Parameter Model Regresi Linier

Setelah memperoleh hasil estimasi parameter dari model regresi linier, selanjutnya akan dilakukan uji signifikansi parameter untuk model regresi linier. Berdasarkan sintaks dan output diperoleh nilai signifikansi parameter model regresi linier adalah :

Tabel 2. Uji Signifikansi Parameter Regresi

$\hat{\beta}$	$SE(\hat{\beta})$	P _{value}	t _{hitung}	T _{0,025;83}	Keputusan
35296	14057	0,014	2,511	1,98896	Tolak H ₀

Berdasarkan Tabel 2 dapat diketahui bahwa estimasi parameter terhadap model regresi linier mempunyai pengaruh yang signifikan, sehingga model dapat digunakan untuk analisis *time series*.

4.4 Uji Stasioneritas

Pemodelan RegARIMA diawali dengan pengujian stasioneritas dari residual regresi. Uji stasioneritas dalam varian diuji menggunakan transformasi *Box-Cox*. Berdasarkan output dan sintaks pada lampiran 4, diperoleh output estimasi lambda (λ) sebesar 0,9999339. Nilai tersebut mendekati satu sehingga dapat disimpulkan bahwa Z_t telah stasioner dalam varian. Uji stasioneritas dalam mean dilakukan dengan Uji Dickey- Fuller. Berdasarkan sintaks dan output diperoleh nilai P_{value} lebih kecil dari 0,01 artinya tolak H₀, sehingga dapat disimpulkan data Z_t data telah stasioner.

4.5 Identifikasi Model RegARIMA

Berdasarkan plot fungsi autokorelasi (ACF) dan fungsi autokorelasi parsial (PACF), kemungkinan model yang dapat dibentuk:

- | | |
|------------------|--|
| 1. ARIMA (1,0,0) | 8. ARIMA (1,0,0)(0,1,1) ¹² |
| 2. ARIMA (1,0,1) | 9. ARIMA (1,0,1)(0,1,1) ¹² |
| 3. ARIMA (1,0,2) | 10. ARIMA (1,0,2)(0,1,1) ¹² |
| 4. ARIMA (1,0,3) | 11. ARIMA (1,0,3)(0,1,1) ¹² |
| 5. ARIMA (0,0,1) | 12. ARIMA (0,0,1)(0,1,1) ¹² |
| 6. ARIMA (0,0,2) | 13. ARIMA (0,0,2)(0,1,1) ¹² |
| 7. ARIMA (0,0,3) | 14. ARIMA (0,0,3)(0,1,1) ¹² |

4.6 Estimasi dan Uji Signifikansi Model RegARIMA

Pada taraf signifikansi 5% model yang memiliki parameter yang semuanya signifikan adalah ARIMA (1,0,0), ARIMA (1,0,1), ARIMA (0,0,1), ARIMA (0,0,2), ARIMA (0,0,3), ARIMA (1,0,0)(0,1,1)¹², dan ARIMA (0,0,1)(0,1,1)¹². Model-model tersebut dianalisis lebih lanjut dengan uji *white noise* dan uji normalitas residual dari model-model tersebut.

4.7 Uji Autokorelasi Residual

Pada taraf signifikansi $\alpha = 5\%$ diperoleh nilai P_{value} untuk semua *lag* pada masing – masing model ARIMA seperti berikut :

Tabel 3. Uji Asumsi *White Noise* Model RegARIMA

Model	Analisis	Keputusan
ARIMA (1,0,0)	Tidak Semua $P_{value} > \alpha$	Tolak H_0
ARIMA (1,0,1)	Tidak Semua $P_{value} > \alpha$	Tolak H_0
ARIMA (0,0,1)	Tidak Semua $P_{value} > \alpha$	Tolak H_0
ARIMA (0,0,2)	Tidak Semua $P_{value} > \alpha$	Tolak H_0
ARIMA (0,0,3)	Tidak Semua $P_{value} > \alpha$	Tolak H_0
ARIMA(1,0,0) (0,1,1) ¹²	Semua $P_{value} > \alpha$	Gagal Tolak H_0
ARIMA (0,0,1)(0,1,1) ¹²	Semua $P_{value} > \alpha$	Gagal Tolak H_0

Berdasarkan Tabel 3, dapat disimpulkan bahwa model ARIMA(1,0,0) (0,1,1)¹², ARIMA (0,0,1)(0,1,1)¹² memiliki residual yang memenuhi asumsi *White Noise*.

4.8 Uji Normalitas Residual

Tabel 4. Uji Asumsi Normalitas Model RegARIMA

Model	D	P _{value}	Keputusan
ARIMA (1,0,0)(0,1,1) ¹²	0,13912	0,07017	Terima H_0
ARIMA (0,0,1) (0,1,1) ¹²	0,1367	0,07867	Terima H_0

Berdasarkan Tabel 4, dapat disimpulkan bahwa model ARIMA (1,0,0)(0,1,1)¹² dan ARIMA (0,0,1) (0,1,1)¹² dan telah memenuhi asumsi normalitas.

4.9 Uji Homogenitas Residual

Tabel 5. Uji Homogenitas Model ARIMA

Model	LM	P _{value}	Keputusan
ARIMA (1,0,0)(0,1,1) ¹²	14.387	0.2767	Terima H_0
ARIMA (0,0,1) (0,1,1) ¹²	14.696	0,2585	Terima H_0

Berdasarkan Tabel 8, dapat disimpulkan bahwa model ARIMA (1,0,0)(0,1,1)¹² dan ARIMA (0,0,1) (0,1,1)¹² telah memenuhi asumsi homogenitas, sehingga pemodelan ARIMA dapat digunakan.

4.10 Pemilihan Model Terbaik

Tabel 6. Nilai AIC Model RegARIMA

Model	Nilai AIC
ARIMA (1,0,0)(0,1,1) ¹²	1594
ARIMA (0,0,1)(0,1,1) ¹²	1594,2

Berdasarkan Tabel 6, dapat disimpulkan bahwa model SARIMA (1,0,0)(0,1,1)¹² merupakan model terbaik karena telah memenuhi semua asumsi yang diperlukan jika dibandingkan dengan model ARIMA yang lainnya. Persamaan umum SARIMA (1,0,0)(0,1,1)¹² adalah sebagai berikut :

$$Y_t = 35296 X_t + Z_{t-12} + (1 + 0,3318)Z_{t-1} + (1 + 0,3318)Z_{t-13} + a_t + 0,3731a_{t-12}$$

4.11 Peramalan

Model akhir yang digunakan untuk peramalan yaitu, model Reg-ARIMA (0,0,1)(0,1,1)¹² maka dihasilkan *forecasting* selama 36 periode sebagai berikut:

Tabel 7. Hasil Peramalan

t	i	Bulan	Ramalan Harga Caba Merah
85	1	Januari 2019	29002.78
86	2	Februari 2019	44155.34
87	3	Maret 2019	38062.43
88	4	April 2019	41234.79
89	5	Mei 2019	46482.76
90	6	Juni 2019	32623.40
91	7	Juli 2019	63087.47
92	8	Agustus 2019	44585.99
93	9	September 2019	31877.05
94	10	Oktober 2019	27166.06
95	11	November 2019	42417.71
96	12	Desember 2019	36171.23
97	13	Januari 2020	26084.37
98	14	Februari 2020	45966.94
99	15	Maret 2020	43750.77
100	16	April 2020	42621.28
101	17	Mei 2020	73431.06
102	18	Juni 2020	9292.72
103	19	Juli 2020	33382.75
104	20	Agustus 2020	32008.75
105	21	September 2020	31098.30
106	22	Oktober 2020	38108.14
107	23	November 2020	40048.74
108	24	Desember 2020	38575.24
109	25	Januari 2021	38413.37
110	26	Februari 2021	58295.94
111	27	Maret 2021	56079.77
112	28	April 2021	54950.28
113	29	Mei 2021	85760.06
114	30	Juni 2021	21621.72
115	31	Juli 2021	45711.75
116	32	Agustus 2021	44337.75
117	33	September 2021	43427.3
118	34	Oktober 2021	50437.14
119	35	November 2021	52377.74
120	36	Desember 2021	50904.24

4.12 Nilai sMAPE

Berdasarkan hasil peramalan tahun 2019, maka diperoleh nilai sMAPE sebesar 24,96%. Artinya, peramalan yang dilakukan masih berada dalam tingkat kewajaran.

4.13 Interpretasi

Berdasarkan hasil peramalan pada Tabel 11, peningkatan harga Cabai Merah terbesar di Jawa Barat terjadi pada bulan Mei 2020 yaitu Rp. 73431.06. Hal ini bertepatan dengan adanya hari raya Idul Fitri yang jatuh pada tanggal 24 Mei 2020. Kesimpulannya adalah peramalan dengan variasi kalender menggunakan RegARIMA berhasil menangani efek moving holiday yang terdapat pada data Harga Cabai Merah di Jawa Barat pada periode 2012 – 2018.

5. KESIMPULAN

Berdasarkan hasil dan pembahasan yang telah dilakukan, maka diperoleh kesimpulan sebagai berikut :

1. Data harga cabai merah di Provinsi Jawa Barat pada tahun 2012 – 2018 diidentifikasi memiliki pola musiman variasi kalender dengan periode yang berbeda disetiap tahunnya.
2. Model RegARIMA mampu menghilangkan efek kalender pada data harga cabai merah di Provinsi Jawa Barat, dimana data tersebut mengandung efek *moving holiday* dengan model terbaik yaitu RegARIMA (1,0,0)(0,1,1)¹².
3. Peramalan harga cabai di Provinsi Jawa Barat untuk periode Januari 2020 sampai Desember 2020 dilakukan menggunakan model RegARIMA terbaik. Hasil peramalan menunjukkan peningkatan harga cabai merah di Provinsi Jawa Barat terbesar terjadi pada bulan Mei 2020 yaitu Rp. 73431.06. Hal ini bertepatan dengan adanya hari raya Idul Fitri yang jatuh pada tanggal 24 Mei 2020. Nilai sMAPE yang diperoleh adalah 24,96%

DAFTAR PUSTAKA

- Aryasita, P.R., dan Mukarromah, A.2013.*Analisis Fungsi Transfer pada Harga Cabai Merah yang Dipengaruhi oleh Curah Hujan di Surabaya*. Jurnal Sains dan Seni ITS Vol.2 ,No.2 : Hal.D249-D254.
- Bell, W.R., and Hillmer, S.C. 1983. *Modelling Time Series with Calendar Variation*. Journal of Business and Economic Statistic: Hal. 526-534.
- Box, G.E.P. and G.M. Jenkins. 1976. *Time Series Analysis : Forecasting, and Control*. edisi revisi. Holden-Day , San Fransisco.
- Buffa,S., and Sarin, R. 1996. *Modern Production and Operating Management*. Eight Edition, John Willey and Sons Inc, London.
- Chen, R. J. C., Bloomfield, P., & Cabbage, F. W. 2008. *Comparing Forecasting Models in Tourism*. Journal of Hospitality & Tourism Research, Vol. 32, No.1.
- Daniel, W. W. 1989. *Statistik Nonparametrik Terapan*. Jakarta : PT Gramedia.
- Engle, R. 1982. *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of Varince of United Kingdom Inflation*. Econometrica.50(4).307-327
- Fakhriyana, B., Hoyyi,A.,Widiharih,T.2016.*Perbandingan Model Arch/Garch Model Arima Dan Model Fungsi Transfer (Studi Kasus Indeks Harga Saham Gabngan Dan Harga Minyak Mentah Dunia Tahun 2013 Sampai 2015*. Gaussian Vol. 5, No.4 : Hal.633-640

- Hanke, J.E., and Wichers, D.W. 2005. *Business Forecasting Eight Edition*. New Jersey: Pearson Prentice Hall
- Hartuti, N., dan Sinaga, R.M. 1997. *Pengeringan Cabai*. Balai Penelitian Tanaman Sayuran.
- Kilham, C. 2006. Chiles The Hottest Health Promoters. <http://www.medicinehunter.com>
- Lin, J.L., and Liu, T.S. 2002. *Modeling Lunar Calendar Holiday Effect in Taiwan*. Taiwan.
- Makridakis, S., and Hibon, M. 2000. The M3-Competition: *Result, Conclusion and Implications*. *Internasional Journal of Forecasting*. Vol.16, Hal:451-476.
- Makridakis, S, Wheelwriqh, and McGee. 1999. *Metode dan Aplikasi Peramalan Jilid 1*. Diterjemahkan oleh: Untung Sus Andiyanto dan Abdul Basith. Jakarta: Erlangga. Terjemahan dari judul : *Forecasting Methods and Applications*.
- Muharlis, A. 2007. *Peramalan dan Faktor-Faktor Penentu Fluktuasi Harga Cabai Merah di Enam Kota Besar di Jawa-Bali (Kasus Pengendalian Harga Cabai Merah pada Bagian Analisis Harga, Badan Ketahanan Pangan Nasional, DEPTAN RI)*. Skripsi. Bogor: Institut Pertanian Bogor.
- Rosadi, D. 2012. *Ekonometrika & Analisis Runtun Waktu Terapan dengan Eviews*. Yogyakarta: C.V Andi Offset.
- Santoso, I. B. 2016. *Ini 5 Penyebab Naiknya Harga Cabai di Pasaran*: <http://media.iyaa.com/article/2016/03/ini-5-dampaknaiknya-harga-cabai-di-pasaran-3437128.html>.
- Sarhani, M., and Afia, A.E. 2014. *An Extension of X-13-ARIMA-SEATS to Forecast Islamic Holiday Effect on Logistic Activities*. *Journal of IEEE*.
- Satyanarayana, M.N. 2006. *Capsaicin and Gastric ulcers*. *Critical Reviews in Food Science and Nutrition*. 275-328.
- Sembiring, R.K. 2003. *Analisis Regresi Edisi kedua*. Bandung: ITB.
- Shuja', N., Lazim, M. A., Wah, Y. B. 2007. *Moving Holiday Effects Adjustment for Malaysian Economic Time Series*. *Departement of Statistics Malaysia*, Vol.1, Hal: 33-50.
- Time Series Research Staff Division Room 3004-4 U.S Census Bureau. 2011. *X-12-ARIMA Reference Manual Version 0.3*. Washington DC: U.S Census Bureau.
- Triyani, W., dan Reorita, R. 2012. *Kajian Pemodelan Deret Waktu: Metode Variasi Kalender yang Dipengaruhi oleh Efek Variasi Kalender*. *Jurnal Mitra Pendidikan*. Vol.4, Hal :135-146.
- Tsay, R.S. 2005. *Analysis of Financial Time Series*. New York : A John Wiley & Sons, Inc. Publication
- Wei, W. 2006. *Time Series Analysis Univariate and Multivariate Methods*. New York: Pearson Education, Inc.
- Widhianti, N., dan Wutsaq, D.U. 2013. *Peramalan Banyaknya Penumpang Kereta Daerah Operasi VI Yogyakarta Menggunakan Model Time Series dengan Variasi Kalendar Islam RegARIMA*. *Prosiding Seminar Nasional Matematika dan Pendidikan Matematika*.