

## Peramalan Inflasi Menurut Kelompok Pengeluaran Makanan Jadi, Minuman, Rokok dan Tembakau Menggunakan Model Variasi Kalender (Studi Kasus Inflasi Kota Semarang)

Amanda Lucky Berlian<sup>1</sup>, Yuciana Wilandari<sup>2</sup>, Hasbi Yasin<sup>2</sup>

<sup>1</sup> Mahasiswa Jurusan Statistika FSM Universitas Diponegoro Semarang

<sup>2</sup> Staf Pengajar Jurusan Statistika FSM Universitas Diponegoro Semarang

### ABSTRACT

Inflation is rising prices in general and continuously. Inflationary expenditure groups are divided into seven groups, and one group which spending considerable influence current inflation in Indonesia is by expenditure groups, food, beverages, cigarettes and tobacco. This is because the Indonesian people are very consumptive, especially when it coming to Eid. The movement of the month when Eid occurs once in every three years, so that changes raises a calendar variation. Calendar variation method is a method which modifies the dummy regression models with ARIMA models. In this final project, modeling and forecasting of inflation data by type of expenditure, food, beverages, cigarettes and tobacco in Semarang using variations of the calendar with holidays variation effects due to Eid. Based on the analysis and discussion shows that the best calendar variation model is ARIMA (1,0,0),  $D_{t-1}$  with the forecasting results shows a significant increase of inflation when the month of Ramadan come.

**Keywords** : inflation, calendar variation, the dummy regression, ARIMA

### 1. Pendahuluan

Inflasi adalah salah satu indikator untuk melihat stabilitas ekonomi suatu wilayah atau daerah yang menunjukkan perkembangan harga barang dan jasa secara umum yang dihitung dari indeks harga konsumen. Dengan demikian angka inflasi sangat mempengaruhi daya beli masyarakat yang berpenghasilan tetap, dan disisi lain juga mempengaruhi besarnya produksi barang (BPS, 2013).

Menurut BI, pengelompokan inflasi di Indonesia yang diukur dengan Indeks Harga Konsumen (IHK) dapat dibagi menjadi tujuh kelompok pengeluaran, yaitu kelompok bahan makanan; kelompok makanan jadi, minuman, rokok dan tembakau; kelompok perumahan; kelompok sandang; kelompok kesehatan; kelompok pendidikan dan olahraga; serta kelompok transportasi dan komunikasi. Dari tujuh kelompok pengeluaran tersebut, kelompok makanan jadi, minuman, rokok dan tembakau merupakan kelompok pengeluaran yang cukup berpengaruh saat ini. Hal ini disebabkan karena mayoritas masyarakat Indonesia merupakan masyarakat yang sangat konsumtif serta menginginkan hal yang praktis dan instan.

Dengan cara apapun ternyata sangat sulit untuk menahan laju kenaikan harga menjelang lebaran. Seperti hukum ekonomi yang sudah baku, ketika permintaan tinggi dan persediaan kurang atau tidak bertambah, maka kenaikan harga pasti akan terjadi. Kenaikan harga menjelang lebaran juga tampaknya sudah menjadi siklus ekonomi tahunan yang akan sulit dicegah.

Banyak kegiatan ekonomi yang bergantung pada jumlah masing-masing hari tiap bulannya. Karena jumlah masing-masing hari berbeda-beda dari bulan ke bulan dan tahun ke tahun, maka runtun waktu tersebut dapat dipengaruhi efek variasi kalender. Efek variasi yang disebabkan oleh banyaknya hari perdagangan tiap bulannya dinamakan efek variasi hari perdagangan atau *trading day variation*. Selain variasi akibat perbedaan banyaknya hari perdagangan, beberapa hari libur yang waktunya dapat beragam mengikuti sistem kalender bulan juga mempengaruhi kegiatan ekonomi. Efek kalender demikian disebut efek variasi liburan atau *holiday variation* (Bell dan Hilmmer, 1983).

Libur lebaran merupakan salah satu contoh dari efek variasi liburan yang terjadi di Indonesia. Pergeseran bulan saat terjadinya hari raya Idul Fitri terjadi setiap tiga tahun sekali, perubahan secara periodik ini menimbulkan suatu variasi kalender. Efek dari variasi kalender tersebut dapat terjadi sebelum maupun sesudah libur lebaran. Tujuan dari penelitian ini adalah membuat model variasi kalender dan meramalkan data inflasi menurut kelompok pengeluaran makanan jadi, minuman, rokok dan tembakau yang ada di kota Semarang.

## 2. Tinjauan Pustaka

### Model Regresi *Dummy*

Metode regresi dummy adalah salah satu metode yang mengkuantitatifkan atribut yang bersifat kualitatif tersebut dengan cara membentuk variabel yang sifatnya *artificial (dummy)* ke dalam model persamaan regresi dengan cara memberi nilai 1 atau 0. Nilai 1 menunjukkan adanya atribut sedangkan 0 menunjukkan tidak adanya atribut. Suatu model regresi *dummy* dengan  $m$  variabel prediktor kualitatif dapat dituliskan dalam bentuk:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 D_{1t} + \beta_2 D_{2t} + \dots + \beta_m D_{mt} + \varepsilon_t \quad (1)$$

dimana  $\beta_0$  adalah intersep dan  $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_m$  adalah koefisien parameter terkait dengan variabel *dummy*  $D_{1t}, D_{2t}, \dots, D_{mt}$  dimana  $\varepsilon_t$  adalah residual model regresi *dummy* (Gujarati, 1978).

Menurut Walpole (1986), estimasi parameter  $\beta_0$  dan  $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_m$  diperoleh melalui metode kuadrat terkecil (OLS). Estimasi parameter  $\hat{\beta}$  sebagai berikut :

$$\hat{\beta} = (\mathbf{D}'\mathbf{D})^{-1}\mathbf{D}'\mathbf{y}$$

dengan,

$$\mathbf{D} = \begin{bmatrix} 1 & D_{11} & D_{21} & \dots & D_{m1} \\ 1 & D_{12} & D_{22} & \dots & D_{m2} \\ 1 & D_{13} & D_{23} & \dots & D_{m3} \\ \vdots & & \ddots & & \\ 1 & D_{1n} & D_{2n} & \dots & D_{mn} \end{bmatrix}, \quad \hat{\beta} = \begin{bmatrix} \hat{\beta}_0 \\ \hat{\beta}_1 \\ \hat{\beta}_2 \\ \vdots \\ \hat{\beta}_m \end{bmatrix} \text{ dan } \mathbf{y} = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ y_3 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix}$$

### Model *Autoregressive Integrated Moving Average* (ARIMA)

Menurut Aswi dan Sukarna (2006), model ARIMA merupakan penggabungan antara model *Autoregressive* (AR) dan *Moving Average* (MA) serta proses *differencing* terhadap data runtun waktu. Secara umum bentuk model ARIMA Box-Jenkins atau ARIMA  $(p,d,q)$  adalah sebagai berikut:

$$\phi_p(B)(1 - B)^d Z_t = \theta_q(B)a_t \quad (2)$$

dimana :

- $p$  : orde AR
- $d$  : orde *differencing* non musiman
- $q$  : orde MA
- $\phi_p(B)$  :  $(1 - \phi_1B - \phi_2B^2 - \dots - \phi_pB^p)$
- $\theta_q(B)$  :  $(1 - \theta_1B - \theta_2B^2 - \dots - \theta_qB^q)$
- $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$  : koefisien orde  $p$
- $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$  : koefisien orde  $q$
- $(1-B)^d$  : operator *differencing* orde  $d$
- $Z_t$  : besarnya pengamatan (kejadian) pada waktu ke- $t$
- $a_t$  : suatu proses *white noise* atau galat pada waktu ke- $t$  yang diasumsikan mempunyai rata-rata 0 dan variansi konstan  $\sigma_a^2$ .

### Model Variasi Kalender

Menurut Bell dan Hilmer (1983), deret waktu  $Y_t$  yang mengandung variasi kalender dapat dinyatakan sebagai

$$Y_t = f(X_t; \xi) + N_t \quad (3)$$

dengan  $f(X_t; \xi)$  adalah fungsi dari vektor parameter  $\xi$  dan vektor  $X_t$  yang terdiri dari variabel-variabel bebas yang diamati saat  $t$ , sedangkan  $N_t$  merupakan proses stokastik yang disebut gangguan atau *noise*. Jika  $N_t$  bukan *white noise*, maka  $N_t$  belum tentu stasioner dan dapat dipandang sebagai model ARIMA  $(p,d,q)$  yaitu

$$\begin{aligned} \phi_p(B)(1-B)^d N_t &= \theta_q(B)a_t \\ N_t &= \frac{\theta_q(B)a_t}{\phi_p(B)(1-B)^d} \end{aligned}$$

dengan  $(1-B)^d$  merupakan operator diferensi dan  $a_t$  merupakan barisan variabel acak iid dengan rata-rata 0 dan variansi  $\sigma^2$ , dan  $B$  merupakan operator *backshift*  $\phi_p(B) = 1 - \phi_1B - \dots - \phi_pB^p$ ,  $(B^k N_t = N_{t-k})$ ,  $\theta_q(B) = 1 - \theta_1B - \dots - \theta_qB^q$ .

Persamaan (3), fungsi  $f(X_t; \xi)$  dapat dianggap sebagai model regresi yang memuat efek variasi kalender. Apabila efek yang berpengaruh terhadap variasi kalender hanya efek liburan, maka fungsi  $f(X_t; \xi)$  disebut fungsi efek variasi liburan, dinotasikan dengan  $L_t$ , sehingga model variasi kalender pada Persamaan (3) dapat dinyatakan sebagai :

$$Y_t = L_t + N_t \quad (4)$$

### Estimasi Parameter Model Variasi Kalender

Misal akan dicari estimasi model variasi kalender AR (1),

$$\begin{aligned} Y_t &= L_t + N_t \\ Y_t &= L_t + \frac{a_t}{\phi_1(B)} \end{aligned}$$

$$a_t = (Y_t - L_t) - \phi_1(Y_{t-1} - L_{t-1})$$

diperoleh nilai taksiran parameter untuk  $\phi_1$  dari model variasi kalender AR (1) sebagai berikut:

$$\hat{\phi}_1 = \frac{\sum_{t=2}^n (Y_t - L_t)(Y_{t-1} - L_{t-1})}{\sum_{t=2}^n (Y_{t-1} - L_{t-1})^2}$$

Dimisalkan juga estimasi parameter untuk model variasi kalender MA (1), dan didapat

$$Y_t = L_t + N_t$$

$$Y_t = L_t + \theta_1(B) a_t$$

$$a_t = (Y_t - L_t + \theta_1 a_{t-1})$$

diperoleh nilai estimasi parameter untuk  $\theta_1$  dari model variasi kalender MA (1) sebagai berikut:

$$\hat{\theta}_1 = \frac{\sum_{t=2}^n (L_t)(a_{t-1}) - \sum_{t=2}^n (Y_t)(a_{t-1})}{\sum_{t=2}^n (a_{t-1})^2}$$

### Pemilihan Model Terbaik

Model terbaik adalah model yang memiliki nilai *Schrwarz Bayesian Criteriation* (SBC) terkecil. Kriteria tersebut dirumuskan sebagai berikut:

$$SBC = n \ln \left( \frac{SSE}{n} \right) + f \ln(n) + n \ln(2\pi) \quad (5)$$

dengan SSE adalah nilai kuadrat residual dan  $f$  adalah banyaknya parameter dalam model (Aswi dan Sukarna, 2006).

### Heteroskedastisitas

Asumsi penting dalam penggunaan OLS adalah varians residual yang konstan. Jika asumsi ini terpenuhi, maka residual disebut homoskedastisitas atau data stasioner dalam varian, jika tidak maka disebut heteroskedastisitas. Masalah heteroskedastisitas akan menyebabkan pengambilan kesimpulan menjadi tidak valid (Ariefianto, 2012).

Menurut Engle (1982), seringkali data runtun waktu selain memiliki masalah autokorelasi juga memiliki masalah heteroskedastisitas. Uji yang dapat digunakan untuk mendekripsi keberadaan heteroskedastisitas atau keberadaan efek *Autoregressive Conditional Heteroskedasticity* (ARCH) adalah menggunakan Uji *ARCH-Lagrange Multiplier* (ARCH-LM).

## 3. Metodologi

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data sekunder *time series* untuk data inflasi menurut kelompok pengeluaran makanan jadi, minuman, rokok dan tembakau di kota Semarang dalam bentuk bulanan yang bersumber dari website Badan Pusat Statistik Provinsi Jawa Tengah ([www.jateng.bps.go.id](http://www.jateng.bps.go.id)). Periode observasi yaitu dari bulan Januari 2008 sampai bulan Desember 2013 yang berjumlah 72 data.

Variabel yang digunakan dalam penelitian ini adalah variabel tak bebas yaitu Inflasi menurut kelompok pengeluaran makanan jadi, minuman, rokok dan tembakau perbulan dalam satuan persen dan variabel bebas yaitu variabel *dummy* untuk efek hari raya.

Ketentuan variabel *dummy* dijelaskan sebagai berikut:

$$D_t = \begin{cases} 1, & \text{bulan terjadinya idul fitri} \\ 0, & \text{lainnya} \end{cases}$$

$$D_{t-1} = \begin{cases} 1, & \text{satu bulan sebelum terjadinya idul fitri} \\ 0, & \text{lainnya} \end{cases}$$

$$D_{t-2} = \begin{cases} 1, & \text{dua bulan sebelum terjadinya idul fitri} \\ 0, & \text{lainnya} \end{cases}$$

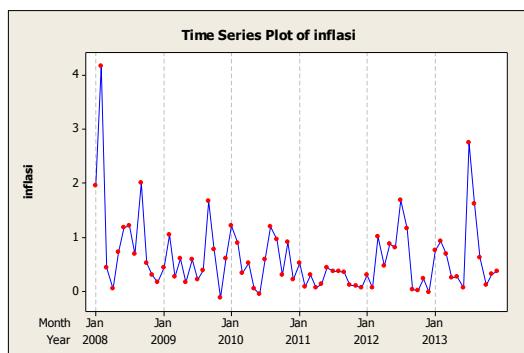
$$D_{t+1} = \begin{cases} 1, & \text{satu bulan setelah terjadinya idul fitri} \\ 0, & \text{lainnya} \end{cases}$$

## Langkah Analisis Data

1. Melakukan identifikasi model untuk mengecek data tersebut memiliki pola berulang dengan panjang periode yang bervariasi atau tidak dengan menggunakan plot *time series*.
2. Menghilangkan efek variasi kalender dari variabel respon dengan menggunakan model regresi *dummy*.
3. Melakukan uji *white noise* pada  $N_t$  dengan melihat plot ACF  $N_t$ . Jika memenuhi asumsi *white noise* maka dilanjutkan ke langkah 9. Jika tidak, maka dilakukan pemodelan  $N_t$  dengan metode ARIMA Box-Jenkins.
4. Melakukan uji stasioneritas dalam *mean* menggunakan uji akar unit *Augmented Dickey Fuller* (ADF). Jika tidak stasioner dalam *mean* maka lakukan *differencing*.
5. Melalui pengujian model ARIMA yang diperoleh pada langkah 3 digunakan untuk memodelkan data inflasi menurut kelompok makanan jadi, minuman, rokok dan tembakau serta variabel *dummy* pada variasi kalender sebagai input secara simultan dimodelkan.
6. Uji kesignifikanan parameter dengan menggunakan uji *t* dan uji asumsi residual yaitu memenuhi asumsi residual *white noise* menggunakan uji *Ljung-Box*.
7. Pemilihan model terbaik berdasarkan nilai *Schrwarz Bayesian Criteriation* (SBC) terkecil.
8. Melakukan deteksi adanya heteroskedastisitas menggunakan uji ARCH-LM. Jika homoskedastisitas, artinya stasioner dalam varian terpenuhi. Namun, jika residual mengandung unsur heteroskedastisitas maka model ARIMA harus diestimasi menggunakan model ARCH/GARCH.
9. Peramalan data inflasi menurut kelompok pengeluaran makanan jadi, minuman dan tembakau menggunakan model terbaik.

## 4. Hasil dan Pembahasan

Tahap awal identifikasi model adalah dengan melihat pola data inflasi menurut kelompok pengeluaran makanan jadi, minuman, rokok dan tembakau.



**Gambar 1.** *Time series* plot inflasi menurut kelompok pengeluaran makanan jadi, minuman, rokok dan tembakau di kota Semarang.

Gambar 1 menunjukkan kenaikan nilai inflasi yang cukup signifikan pada waktu tertentu. Hal ini diduga akibat adanya hari raya Idul Fitri (lebaran) yang berdampak pada peningkatan inflasi menurut kelompok pengeluaran makanan jadi, minuman, rokok dan tembakau di kota Semarang. Oleh sebab itu, diduga model regresi untuk inflasi menurut kelompok pengeluaran makanan jadi, minuman, rokok dan tembakau di kota Semarang adalah:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 D_t + \beta_2 D_{t-1} + \beta_3 D_{t-2} + \beta_4 D_{t+1} + \varepsilon_t$$

Setelah terbentuk model regresi dummy, maka dilakukan uji signifikansi parameter (uji serentak dan uji parsial). Pengujian uji serentak untuk model regresi dengan parameter  $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3, \hat{\beta}_4$  keputusannya yaitu secara bersama-sama variabel bebas ( $D_t, D_{t-1}, D_{t-2}, D_{t+1}$ ) mempengaruhi model secara signifikan yang disebabkan karena nilai  $p\_value < \alpha$ . Pengujian signifikansi parameter selanjutnya adalah uji parsial dengan keputusan bahwa untuk parameter  $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_3, \hat{\beta}_4$  yaitu tidak ada pengaruh yang signifikan dari masing-masing variabel bebas  $D_t, D_{t-2}, D_{t+1}$  terhadap variabel tak bebas  $y$  (inflasi menurut kelompok pengeluaran makanan jadi, minuman, rokok dan tembakau) pada model regresi karena nilai  $p\_value > \alpha$ . Sedangkan untuk parameter  $\hat{\beta}_2$  yaitu ada pengaruh yang signifikan dari variabel bebas  $D_{t-1}$  terhadap variabel tak bebas  $y$  (inflasi menurut kelompok pengeluaran makanan jadi, minuman, rokok dan tembakau) pada model regresi karena nilai  $p\_value < \alpha$ . Hasilnya disajikan pada Tabel 1 berikut.

**Tabel 1.** Estimasi parameter model regresi dengan parameter  $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3, \hat{\beta}_4$

| Parameter       | Koefisien | $p\_value$ | Keputusan      |
|-----------------|-----------|------------|----------------|
| $\hat{\beta}_0$ | 0,531458  | 0,0000     |                |
| $\hat{\beta}_1$ | 0,511875  | 0,0748     | $H_0$ diterima |
| $\hat{\beta}_2$ | 0,868542  | 0,0031     | $H_0$ ditolak  |
| $\hat{\beta}_3$ | -0,066458 | 0,8149     | $H_0$ diterima |
| $\hat{\beta}_4$ | -0,141458 | 0,6185     | $H_0$ diterima |

Pemodelan dilakukan kembali dengan menghilangkan parameter  $\hat{\beta}_3$  dan  $\hat{\beta}_4$  dengan hasil pengujian signifikansi parameter yang disajikan pada Tabel 2. Seperti pada pemodelan sebelumnya, dilakukan uji serentak dan uji parsial. Keputusan untuk uji serentak yaitu secara bersama-sama variabel bebas  $D_t$  dan  $D_{t-1}$  mempengaruhi model secara signifikan. Karena model dapat digunakan, maka dilanjutkan pada uji parsial. Secara uji parsial dapat diputuskan bahwa ada pengaruh yang signifikan dari variabel bebas  $D_{t-1}$  terhadap variabel tak bebas  $y$  (inflasi menurut kelompok pengeluaran makanan jadi, minuman, rokok dan tembakau) pada model regresi.

**Tabel 2.** Estimasi parameter model regresi *dummy* dengan parameter  $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2$

| Parameter       | Koefisien | $p\_value$<br>(statistik-t) | $p\_value$<br>(statistik-F) |
|-----------------|-----------|-----------------------------|-----------------------------|
| $\hat{\beta}_0$ | 0,510667  | 0,0000                      | 0,002513                    |
| $\hat{\beta}_1$ | 0,532667  | 0,0578                      |                             |
| $\hat{\beta}_2$ | 0,889333  | 0,0020                      |                             |

Pemodelan dilakukan kembali dengan menghilangkan parameter  $\hat{\beta}_1$  dengan hasil pengujian signifikansi parameter untuk uji serentak yaitu secara bersama-sama variabel bebas  $D_{t-1}$  mempengaruhi model secara signifikan. Dan untuk uji parsial menunjukkan bahwa ada pengaruh yang signifikan dari variabel bebas  $D_{t-1}$  terhadap variabel tak bebas  $y$  (inflasi menurut kelompok pengeluaran makanan jadi, minuman, rokok dan tembakau) pada model regresi yang hasilnya disajikan pada Tabel 3.

**Tabel 3.** Estimasi parameter model regresi *dummy* dengan Parameter  $\hat{\beta}_2$

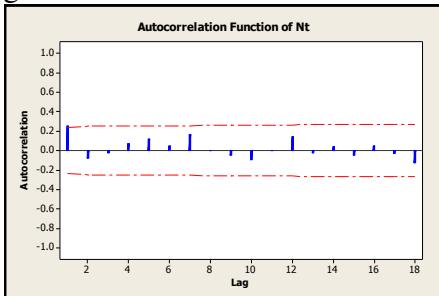
| Parameter       | Koefisien | <i>p_value</i><br>(statistik-t) | <i>p_value</i><br>(statistik-F) |
|-----------------|-----------|---------------------------------|---------------------------------|
| $\hat{\beta}_0$ | 0.559091  | 0.0000                          | 0.003734                        |
| $\hat{\beta}_2$ | 0.840909  | 0.0037                          |                                 |

Setelah melakukan pemodelan regresi dan menghasilkan model regresi *dummy* yang sesuai adalah model regresi dengan parameter  $\hat{\beta}_2$  maka langkah selanjutnya adalah menguji asumsi *white noise* untuk residual dari model tersebut ( $Nt$ ).  $Nt$  harus memenuhi asumsi *white noise*, karena jika asumsi ini tidak terpenuhi maka dilakukan pemodelan  $Nt$  menggunakan model ARIMA.

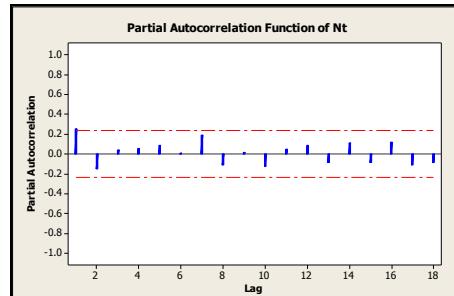
Hasil uji *white noise* menunjukkan bahwa  $Nt$  belum *white noise* karena masih ada lag yang signifikan pada  $\alpha = 5\%$  atau  $p\_value < \alpha (0,05)$  yaitu terdapat korelasi residual, oleh karena itu perlu dilakukan pemodelan  $Nt$  dengan menggunakan ARIMA, pemodelan ini disebut sebagai model variasi kalender.

Langkah pertama identifikasi model variasi kalender adalah mengidentifikasi apakah  $Nt$  stasioner, jika  $Nt$  belum stasioner maka dilakukan *differencing*. Selanjutnya melakukan identifikasi plot ACF dan plot PACF terhadap  $Nt$  untuk menduga model ARIMA.

Pengujian stasioneritas terhadap  $Nt$  dilakukan dengan menggunakan uji *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) dan disimpulkan bahwa  $Nt$  stasioner. Selanjutnya adalah pendugaan orde AR dan MA untuk pemodelan ARIMA dengan melihat plot ACF dan PACF terhadap  $Nt$ , sebagai berikut:



**Gambar 2.** Plot ACF terhadap  $Nt$



**Gambar 3.** Plot PACF terhadap  $Nt$

Plot ACF menunjukkan pola yang terputus setelah lag 1, begitu juga pada plot PACF yang menunjukkan pola yang terputus setelah lag 1. Sehingga dari Gambar 4.2, dapat disimpulkan bahwa plot ACF dan PACF menunjukkan beberapa kemungkinan model ARIMA, yaitu ARIMA (1,0,0),  $D_{t-1}$ ; ARIMA (0,0,1),  $D_{t-1}$  dan ARIMA (1,0,1),  $D_{t-1}$ . Dilakukan *overfitting* model untuk menambah kemungkinan model terbaik yaitu model ARIMA (2,0,0),  $D_{t-1}$ ; ARIMA (0,0,2),  $D_{t-1}$ ; ARIMA (1,0,2),  $D_{t-1}$ ; ARIMA (2,0,1),  $D_{t-1}$ ; dan ARIMA (2,0,2),  $D_{t-1}$ .

Analisis dilanjutkan dengan mengestimasi dan menguji parameter-parameter model variasi kalender. Hasil estimasi dan pengujian parameter-parameter tersebut disajikan pada Tabel 4.

**Tabel 4.** Estimasi dan uji signifikansi parameter model variasi kalender

| Model                    | Parameterr      | Estimasi | $t_{hitung}$ | $p\_value$ | Ket           | ARIMA (1,0,2), $D_{t-1}$ | $\hat{\beta}_0$ | 0,57642  | 5,31  | <,0001 |    |  |
|--------------------------|-----------------|----------|--------------|------------|---------------|--------------------------|-----------------|----------|-------|--------|----|--|
| ARIMA (1,0,0), $D_{t-1}$ | $\hat{\beta}_0$ | 0,57606  | 5,54         | <,0001     | *<br>*        | ARIMA (1,0,2), $D_{t-1}$ | $\theta_1$      | 0,56643  | 0,34  | 0,7378 | ** |  |
|                          | $\phi_1$        | 0,26377  | 2,26         | 0,0268     |               |                          | $\theta_2$      | 0,29471  | 0,48  | 0,6329 | ** |  |
|                          | $\hat{\beta}_2$ | 0,73619  | 2,85         | 0,0058     |               |                          | $\phi_1$        | 0,90273  | 0,54  | 0,5895 | ** |  |
| ARIMA (0,0,1), $D_{t-1}$ | $\hat{\beta}_0$ | 0,57141  | 5,65         | <,0001     | *<br>*        | ARIMA (2,0,1), $D_{t-1}$ | $\hat{\beta}_2$ | 0,70171  | 2,78  | 0,0071 | *  |  |
|                          | $\theta_1$      | -0,33498 | -2,94        | 0,0044     |               |                          | $\hat{\beta}_0$ | 0,56484  | 5,68  | <,0001 |    |  |
|                          | $\hat{\beta}_2$ | 0,69929  | 2,81         | 0,0065     |               |                          | $\theta_1$      | -0,77970 | -2,48 | 0,0157 | *  |  |
| ARIMA (1,0,1), $D_{t-1}$ | $\hat{\beta}_0$ | 0,56591  | 5,89         | <,0001     | **<br>**<br>* | ARIMA (2,0,1), $D_{t-1}$ | $\phi_1$        | -0,46690 | -1,37 | 0,1768 | ** |  |
|                          | $\theta_1$      | -0,53994 | -1,85        | 0,0692     |               |                          | $\phi_2$        | 0,09038  | 0,49  | 0,6263 | ** |  |
|                          | $\phi_1$        | -0,22807 | -0,68        | 0,5000     |               |                          | $\hat{\beta}_2$ | 0,74760  | 2,96  | 0,0042 | *  |  |
|                          | $\hat{\beta}_2$ | 0,71763  | 2,84         | 0,0059     |               |                          | $\hat{\beta}_0$ | 0,57003  | 6,11  | <,0001 |    |  |
| ARIMA (2,0,0), $D_{t-1}$ | $\hat{\beta}_0$ | 0,56675  | 6,30         | <,0001     | *<br>**<br>*  | ARIMA (2,0,2), $D_{t-1}$ | $\theta_1$      | -0,60488 | -0,77 | 0,4418 | ** |  |
|                          | $\phi_1$        | 0,31044  | 2,59         | 0,0116     |               |                          | $\theta_2$      | -0,42259 | -1,04 | 0,3023 | ** |  |
|                          | $\phi_2$        | -0,16602 | -1,39        | 0,1702     |               |                          | $\phi_1$        | -0,29783 | -0,38 | 0,7029 | ** |  |
|                          | $\hat{\beta}_2$ | 0,67735  | 2,69         | 0,0090     |               |                          | $\phi_2$        | -0,39736 | -1,25 | 0,2150 | ** |  |
| ARIMA (0,0,2), $D_{t-1}$ | $\hat{\beta}_0$ | 0,56622  | 5,96         | <,0001     | **<br>**<br>* |                          | $\hat{\beta}_2$ | 0,64471  | 2,44  | 0,0172 | ** |  |
|                          | $\theta_1$      | -0,31108 | -2,57        | 0,0125     |               |                          |                 |          |       |        |    |  |
|                          | $\theta_2$      | 0,07109  | 0,59         | 0,5598     |               |                          |                 |          |       |        |    |  |
|                          | $\hat{\beta}_2$ | 0,70919  | 2,82         | 0,0063     |               |                          |                 |          |       |        |    |  |

Keterangan: (\*)  $H_0$  ditolak dan (\*\*)  $H_0$  diterima

Setelah dilakukan estimasi dan uji signifikansi parameter diperoleh model sementara yang sesuai adalah model ARIMA (1,0,0),  $D_{t-1}$  dan model ARIMA (0,0,1),  $D_{t-1}$ .

Pengujian selanjutnya adalah pengujian asumsi *white noise* terhadap residual ( $a_t$ ) untuk model variasi kalender sementara. Hasil uji *white noise* menunjukkan bahwa  $a_t$  pada model ARIMA (1,0,0),  $D_{t-1}$  dan model ARIMA (0,0,1),  $D_{t-1}$  telah memenuhi asumsi *white noise* hingga lag ke 24 karena memiliki nilai  $p\_value > \alpha (0,05)$ .

Setelah pengujian asumsi *white noise* terhadap residual telah terlampaui oleh kedua model, maka selanjutnya dilakukan pengujian kehomogenan varian menggunakan uji ARCH- *Lagrange Multiplier* (LM). Tujuan dari pengujian ini apakah varian pada residual model telah homogen. Jika varian tersebut homogen, maka dapat dikatakan pula bahwa data tersebut telah stasioner dalam varian.

**Tabel 5.** Uji ARCH-LM

| Order | $p\_value$               |                          | 6  | 0,6535 | 0,487  |
|-------|--------------------------|--------------------------|----|--------|--------|
|       | ARIMA (1,0,0), $D_{t-1}$ | ARIMA (0,0,1), $D_{t-1}$ |    |        |        |
| 1     | 0,0674                   | 0,0418                   | 7  | 0,7597 | 0,6044 |
| 2     | 0,1515                   | 0,0805                   | 8  | 0,8181 | 0,6752 |
| 3     | 0,2771                   | 0,1647                   | 9  | 0,8734 | 0,7514 |
| 4     | 0,4192                   | 0,2707                   | 10 | 0,9149 | 0,8175 |
| 5     | 0,547                    | 0,3786                   | 11 | 0,9383 | 0,8563 |
|       |                          |                          | 12 | 0,9612 | 0,9007 |

Hasil uji LM pada Tabel 5 menunjukkan bahwa  $a_t$  pada model ARIMA (1,0,0),  $D_{t-1}$  telah memenuhi pengujian kehomogenan varians hingga order 12 karena memiliki nilai

$p\_value > \alpha (0,05)$ . Sedangkan  $a_t$  pada model ARIMA (0,0,1),  $D_{t-1}$  tidak memenuhi pengujian kehomogenan varians pada order pertama. Sehingga model yang sesuai untuk inflasi menurut kelompok pengeluaran makanan jadi, minuman, rokok dan tembakau adalah ARIMA (1,0,0),  $D_{t-1}$  dengan penulisan sebagai berikut:

$$\hat{y}_t = 0,57606 + 0,73619 D_{t-1} + Nt$$

dimana  $Nt = \frac{1}{(1-0,26377 B)} a_t$

Model  $y_t$  menunjukkan bahwa inflasi menurut kelompok pengeluaran makanan jadi, minuman, rokok dan tembakau terpengaruh oleh hari raya lebaran ketika satu bulan sebelum terjadinya hari raya Idul Fitri atau dapat dikatakan ketika bulan Ramadhan terjadi. Kenaikan yang cukup signifikan ketika bulan Ramadhan terjadi karena, ketika bulan Ramadhan orang-orang lebih menyukai makanan maupun siap saji untuk santapan berbuka maupun untuk sahur.

Peramalan menggunakan model variasi kalender dilakukan pada periode Januari-Desember 2014. Hasil ramalan secara visual ditampilkan pada Gambar 4.3, sedangkan hasil ramalan dalam angka disajikan pada Tabel 4.8.

**Tabel 4.8.** Hasil peramalan untuk periode Januari-Desember 2014

| Periode        | Peramalan |
|----------------|-----------|
| Januari 2014   | 0,5218    |
| Februari 2014  | 0,5618    |
| Maret 2014     | 0,5723    |
| April 2014     | 0,5751    |
| Mei 2014       | 0,5758    |
| Juni 2014      | 1,3122    |
| Juli 2014      | 0,5760    |
| Agustus 2014   | 0,5761    |
| September 2014 | 0,5761    |
| Oktober 2014   | 0,5761    |
| November 2014  | 0,5761    |
| Desember 2014  | 0,5761    |

Hasil peramalan menurut kelompok pengeluaran makanan jadi, minuman, rokok dan tembakau di kota Semarang menunjukkan kenaikan di bulan Juni 2014 sebesar 1,3122%. Hal ini merupakan akibat adanya bulan Ramadhan yang terjadi pada bulan tersebut.

## 5. Kesimpulan

Berdasarkan identifikasi permasalahan dan pembahasan pada bab sebelumnya didapat kesimpulan sebagai berikut :

1. Inflasi menurut kelompok pengeluaran makanan jadi, minuman, rokok dan tembakau memiliki pola dimana terjadi kenaikan yang cukup signifikan antara lain ketika satu bulan sebelum terjadinya hari raya Idul Fitri, dua bulan sebelum terjadinya hari raya Idul Fitri saat terjadinya hari raya Idul Fitri, dan satu bulan sesudah terjadinya hari raya Idul Fitri.

2. Kenaikan yang memberikan pengaruh yang signifikan pada inflasi menurut kelompok pengeluaran makanan jadi, minuman, rokok dan tembakau adalah saat satu bulan sebelum terjadinya hari raya Idul Fitri atau terjadi ketika bulan Ramadhan.
3. Model variasi kalender terbaik adalah ARIMA (1,0,0),  $D_{t-1}$  dengan nilai SBC 149.6876 dan dengan penulisan sebagai berikut:  

$$\hat{y}_t = 0.57606 + 0.73619 D_{t-1} + N_t$$

dimana  $N_t = \frac{1}{(1-0.26377 B)} a_t$
4. Hasil ramalan untuk inflasi menurut kelompok pengeluaran makanan jadi, minuman, rokok dan tembakau periode Januari-Desember 2014 menunjukkan kenaikan yang signifikan pada bulan Juni 2014 yaitu sebesar 1,3122%, yaitu satu bulan sebelum terjadinya lebaran atau terjadi ketika bulan Ramadhan.

## DAFTAR PUSTAKA

Ariefianto, M.D. 2012. *Ekonometrika Esensi dan Aplikasi dengan Menggunakan Eviews*. Edisi 4. Yogyakarta: UPP. STIM YKPN

Aswi dan Sukarna. 2006. *Analisis Deret Waktu dan Aplikasi*. Makassar : Andira Publisher.

Bell, W.R. dan Hillmer, S. 1983. Modeling Time Series with Calendar Variation, *Journal of American Statistical Association*, 78, 526-534.

BI. 2013. *Definisi Inflasi*. [www.bi.go.id](http://www.bi.go.id). [diakses tanggal : 15 Januari 2014].

BPS. 2013. *Data Strategis 2013*. [www.bps.go.id](http://www.bps.go.id). [diakses tanggal 8 Juli 2014]

BPS. 2008-2014. *Perkembangan Indeks Harga Konsumen/Inflasi di Jawa Tengah Bulan Januari 2008-Januari 2014*. [www.jateng.bps.go.id](http://www.jateng.bps.go.id). [diakses tanggal : 15 Maret 2014].

Engle, R.F. 1982. Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, Vol. 50, No. 4. (Jul., 1982), pp. 987-1007.

Gujarati, N.D. 1978. *Ekonometrika Dasar*. Jakarta: Erlangga.

Kontan. 2011. *Kenaikan Harga Menjelang Lebaran*. [http://pembaca.kontan.co.id / survei / read / 13kenaikan-harga-menjelang-lebaran](http://pembaca.kontan.co.id/survei/read/13kenaikan-harga-menjelang-lebaran). [diakses tanggal: 12 Maret 2014].

Makridakis, S, Wheelwright, S.C, McGee, V.E. 1999. *Metode dan Aplikasi Peramalan*. Jilid I. Edisi 2. Jakarta : Erlangga.

Walpole, R.E dan Myers, R.H. 1986. *Ilmu Peluang dan Statistika untuk Insinyur dan Ilmuwan*. Bandung: Penerbit ITB

Wei, W.W.S. 2006. *Time Series Analysis, Univariate and Multivariate Methods*. Canada : Addison Wesley Publishing Company.