Analisis Model Intervensi Fungsi *Step* Ganda untuk Peramalan Inflasi Indonesia (Studi Kasus: Inflasi Indonesia Tahun 2009-2017)

Analysis of Intervention Models Double Step Function for Forecasting Indonesia's Inflation (Case Study: Indonesia's Inflation in 2009-2017)

Masrawanti[1], Sri Wahyuningsih[2], dan Memi Nor Hayati[3]
[1,2,3]Laboratorium Statistika Terapan FMIPA Universitas Mulawarman
E-mail: masra.wanti11@gmail.com

Abstract

*The intervention model is one time series model that can be used to explain the impact of an intervention caused by external or internal factors that occur in a time series data. This model can also be generally used to explain structural changes in a time series data. The purposes of this study are to determine the intervention model of double step function on the increase of the price of fuel oil to the Indonesia's inflation (yoy), and forecasting Indonesia's inflation (yoy) period 2018. The government's policy to increase of the price of fuel oil in June 2013 and November 2014 is a step intervention because impact of the intervention is permanent. The procedure of forming an intervention model is a double step function that is determining the intervention function that occurs during the research period, dividing the data based on the time of the intervention, modelling, estimating parameters, testing diagnostics, and selecting the best model. Next stage is forming the first and second intervention models. The best model for predicting Indonesia's inflation (yoy) is*SARIMA (0,1,1) (1,0,0)^{12} *as the model before the intervention with the order of the first intervention response* $b=0, s=0, r=0$ *and the second intervention response order* $b=0, s=1, r=1$. *The results of forecasting Indonesia's inflation (yoy) in the period 2018 will placed around the average inflation amount 3%.*

Keywords: Step function, inflation, intervention, SARIMA

Pendahuluan

Menurut Aswi dan Sukarna (2006), peramalan merupakan teknik untuk memperkirakan suatu nilai pada masa yang akan datang dengan memperhatikan data masa lalu maupun data saat ini.Salah satu metode peramalan khususnyamodel peramalan kuantitatif yang dapat digunakan dalam peramalan runtun waktu multivariat adalah model intervensi.

Model intervensi adalah suatu model runtun waktu yang dapat digunakan untuk memodelkan dan meramalkan data yang mengandung goncangan atau intervensi baik dari faktor eksternal maupun internal.Secara umum, ada dua fungsi utama yang digunakan dalam model intervensi, yaitu fungsi *step* dan *pulse*. Analisis intervensi fungsi *step* digunakan pada intervensi yang bersifat permanen dan analisis intervensi fungsi *pulse* digunakan pada intervensi yang bersifat sementara (Dading dkk, 2011).

Data yang mengandung intervensi adalah data yang memiliki rata-rata dan variansi tidak konstan. Salah satu data yang miliki intervensi adalah data inflasi. Inflasi merupakan indikator perkembangan harga barang dan jasa yang dikonsumsi masyarakat (BPS, 2011).Tujuan dilakukan peramalan terhadap inflasi adalah untuk memperoleh indikator yang menggambarkan kecenderungan umum tentang perkembangan harga.

Oleh karena itu, penulis tertarik untuk menerapkan model intervensi pada perubahan inflasi Indonesia (yoy) tahun 2009-2017.

Analisis Runtun Waktu

Menurut Aswi dan Sukarna (2006), analisis runtun waktu merupakan serangkaian data pengamatan yang terjadi berdasarkan indeks waktu secara berurutan dengan interval waktu tetap. Analisis runtun waktu adalah salah satu prosedur statistika yang diterapkan untuk meramalkan struktur probabilistik keadaan yang akan terjadi di masa yang akan datang dalam rangka pengambilan keputusan.

Model-Model Runtun Waktu

Menurut Aswi dan Sukarna (2006) model-model yang mungkin dihasilkan dari pengidentifikasian data runtun waktu adalah

1. **Proses *Autoregressive Moving Average* (ARMA)**

Secara umum bentuk model ARMA (p,q) adalah

$$\begin{aligned} Y_t &= \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \ldots + \phi_p Y_{t-p} + a_t \\ &\quad - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \ldots - \theta_q a_{t-q} \end{aligned} \qquad (1)$$

2. **Proses *Autoregressive Integrated Moving Average* (ARIMA)**

Secara umum bentuk model ARIMA (p,d,q) adalah

$$Y_t = \frac{\left(1-\theta_1 B - \ldots - \theta_q B^q\right)}{\left(1-\phi_1 B - \ldots - \phi_p B^p\right)\left(1-B\right)^d} a_t \qquad (2)$$

3. Proses *Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average* (SARIMA)

Secara umum bentuk model ARIMA musiman atau SARIMA $(p,d,q)(P,D,Q)^S$ adalah

$$Y_t = \frac{\theta_q(B)\Theta_Q(B^S)}{\phi_p(B)\Phi_P(B^S)(1-B)^d(1-B^S)^D} a_t \qquad (3)$$

Stasioneritas Data Runtun Waktu

Stasioner dapat diartikan suatu kondisi dimana nilai suatu data tidak jauh berbeda atau mungkin sama dengan data lainnya.Apabila kondisi stasioner dalam rata-rata tidak terpenuhi diperlukan proses pembedaan (*differencing*) dan bila kondisi stasioner dalam variansi tidak terpenuhi, maka dilakukan transformasi pangkat (*power transformation*) yang sering disebut sebagai Transformasi Box-Cox (Aswi dan Sukarna, 2006).

Jika hasil *differencing* disimbolkan dengan W_t maka Secara umum operasi *differencing* yang menghasilkan suatu proses baru yang stasioner adalah

$$W_t = (1-B)^d Y_t \qquad (4)$$

Jika kondisi stasioneritas dalam variansi tidak diperoleh, Box dan Cox (1964) memperkenalkan transformasi pangkat (*power transformations*).Untuk suatu nilai parameter λ, transformasi ini didefinisikan sebagai berikut (Cryer dan Chan, 2008).

$$g(Y_t) = \begin{cases} \dfrac{Y_t^\lambda - 1}{\lambda}, \lambda \neq 0 \\ \ln Y_t \quad , \lambda = 0 \end{cases} \qquad (5)$$

Pengujian Signifikansi Parameter

Pengujian signifikansi parameter dapat dilakukan dengan merumuskan hipotesis nol $\tau = 0$ dan hipotesis alternatif $\tau \neq 0$. Statistik uji untuk masing-masing parameter dapat dirumuskan sebagai berikut.

$$t_{hitung} = \frac{\hat{\tau}}{SE(\hat{\tau})} \qquad (6)$$

dengan kriteria keputusan menolak H_0 jika $\left|t_{hitung}\right| > t_{\left(\frac{\alpha}{2},db\right)}$, *db=n-n$_p$*

(Salamah dkk, 2003)

Pengujian Independensi Residual

Pengujianindependensi residualdapat dilakukan dengan merumuskan hipotesis nol $\rho_l = 0$ dan hipotesis alternatif minimal ada satu $\rho_l \neq 0$. Statistik uji dapat dirumuskan sebagai berikut.

$$Q^* = n(n+2)\sum_{l=1}^{L} \frac{\hat{\rho}_l^2}{(n-l)} \qquad (7)$$

dengan kriteria keputusan menolak H_0 jika $Q^* > \chi^2_{\alpha,db}$, *db = l-p-q*.

(Salamah dkk, 2003)

Pengujian Kenormalan Residual

Pengujian kenormalan residual dapat dilakukan dengan merumuskan hipotesis nol $f(x) = f_0(x)$ dan hipotesis alternatif $f(x) \neq f_0(x)$. Statistik uji dapat dirumuskan sebagai berikut.

$$D_{hitung} = \sup_x \left|F_0(x) - S(x)\right| \qquad (8)$$

Dengan kriteria penolakan menolak H_0 jika $D_{hitung} > D_{\alpha,n}$.

(Conover, 1980)

Pemilihan Model Terbaik

Salah satu ukuran statistik yang digunakan untuk melihat ketelitian dan ketepatan model yang akan diramalkan adalah *Mean Absolute Percentage Error* (MAPE).Kriteria MAPEdirumuskan sebagai berikut (Lestari dan Wahyuningsih, 2012).

$$MAPE = \frac{\sum_{t=1}^{n} \left|\frac{Y_t - \hat{Y}_t}{Y_t}\right|}{N} \times 100\% \qquad (9)$$

Analisis Intervensi

Menurut Abdullah, dkk (2012), suatu data runtun waktu dapat dipengaruhi oleh kejadian luar yang dapat menyebabkan perubahan pola data runtun waktu yang disebut dengan intervensi.Tujuan utama dari analisis ini adalah mengukur besar dan lamanya efek intervensi pada suatu data runtun waktu (Wei, 2006).

Model Intervensi Multi Input

Bentuk umum dari model intervensi multi input adalah (Wei, 2006):

$$Y_t = \sum_{j=1}^{k} \frac{\omega_{s_j}(B) B^{b_j}}{\delta_{r_j}(B)} I_{jt}^{(T)} + N_t \qquad (10)$$

dengan

$I_{jt}^{(T)}$: variabel intervensi ke-*j* pada waktu *t*, berupa fungsi *step* $S_t^{(T)}$ dan fungsi *pulse* $P_t^{(T)}$

N_t : model*noise*

k : banyaknya intervensi

b,s,r : orde model intervensi

$$\omega_{s_j}(B) = \omega_{0_j} - \omega_{1_j} B - \omega_{2_j} B^2 - \ldots - \omega_{s_j} B^s$$

$$\delta_{r_j}(B) = 1 - \delta_{1_j} B - \delta_{2_j} B^2 - \ldots - \delta_{r_j} B^r$$

Fungsi Intervensi

Fungsi intervensi didefinisikan sebagai berikut (Wei, 2006):

$$Y_t^* = f(\beta, I_t) = \frac{\omega_s(B) B^b}{\delta_r(B)} I_t^{(T)} \qquad (11)$$

Orde*b*, *s*, dan *r* menyatakan efek dari suatu intervensi. Orde *b* merupakan waktu tunda mulai berpengaruhnya intervensi.Orde *s* menunjukkan waktu yang dibutuhkan agar efek intervensi menjadi stabil. Orde *r* menyatakan pola dari efek intervensi (Abdullah dkk, 2012).

Variabel Intervensi

Secara umum ada dua macam variabel intervensi, yaitu fungsi *step*dan fungsi *pulse*. Jika kejadian intervensi adalah fungsi *step*, maka dampak intervensi akan menyebabkan perubahan yang permanen (berlangsung lama) pada data pengamatan (Montgomery dkk, 2008). Intervensi fungsi *step* dapat dituliskan sebagai berikut (Wei, 2006):

$$I_t^{(T)} = S_t^{(T)} = \begin{cases} 0, & t < T \\ 1, & t \geq T \end{cases} \qquad (12)$$

dengan*T* adalah waktu mulainya terjadi intervensi.

Jika kejadian intervensi adalah fungsi *pulse*, maka dampak intervensi akan menyebabkan perubahan yang temporer (sementara) pada data pengamatan (Montgomery dkk, 2008). Intervensi fungsi *pulse* dapat dituliskan sebagai berikut (Wei, 2006):

$$I_t^{(T)} = P_t^{(T)} = \begin{cases} 0, & t \neq T \\ 1, & t = T \end{cases} \qquad (13)$$

dengan*T* adalah waktu terjadinya intervensi.

Proses Pembentukan Model Intervensi

Langkah-langkah yang dilakukan dalam pembentukan model intervensi adalah

1. Pengelompokan data

Membagi data menjadi beberapa bagian berdasarkan waktu terjadinya intervensi.

2. Pemodelan sebelum intervensi

Pemodelan sebelum intervensi dilakukan pada data sebelum terjadinya intervensi.

3. Identifikasi respons intervensi

Identifikasi respons intervensi dilakukan dengan pengamatan grafik runtun waktu untuk mengetahui pola respons setelah terjadinya intervensi.Identifikasi orde *b*, *s*, dan *r* dapat diketahui dari grafik residual model data dengan batas 3 kali nilai akar *Mean Squared Error* (MSE).

4. Estimasi Parameter Model Intervensi

Estimasi parameter untuk model intervensi dihitung berdasarkan bentuk umum dari model fungsi transfer sebagai berikut (Dading dkk, 2011):

$$Y_t = \frac{\omega_s(B)}{\delta_r(B)} I_{t-b}^{(T)} + \frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)(1-B)^d} a_t \qquad (14)$$

Persamaan (14) juga dapat ditulis sebagai berikut

$$\delta_r(B)\phi_p(B)(1-B)^d Y_t = \phi_p(B)\omega_s(B)(1-B)^d I_{t-b}^{(T)} + \delta_r(B)\theta_q(B) a_t \qquad (15)$$

atau

$$a(B) Y_t = c(B) I_{t-b}^{(T)} + e(B) a_t \qquad (16)$$

dengan

$$a(B) = \delta_r(B)\phi_p(B)(1-B)^d$$
$$= (1 - a_1 B - a_2 B - \ldots - a_{p+r} B^{p+r})(1-B)^d$$
$$c(B) = \phi_p(B)\omega_s(B)(1-B)^d$$
$$= (c_0 - c_1 B - c_2 B^2 - \ldots - c_{p+s} B^{p+s})(1-B)^d$$
$$e(B) = \delta_r(B)\theta_q(B) = 1 - e_1 B - e_2 B - \ldots - e_{q+r} B^{q+r}$$

Sehingga diperoleh nilai untuk a_t yaitu

$$a_t = \sum_{i=1}^{q+r} e_i a_{t-i} + Y_t - \sum_{j=1}^{p+r} a_j Y_{t-j} - c(B) I_{t-b}^{(T)} \qquad (17)$$

dengan menggunakan metode *conditional maximum likelihoodestimation* dapat diperoleh estimasi parameter model intervensi ω, δ diberikan $Y, \hat{\phi}, \hat{\theta}$ dengan meminimumkan $S_*(\omega, \delta)$ jumlah kuadrat bersyarat

$$S_*(\omega, \delta) = \sum_{t=T}^{n} a_t^2 \left(\omega, \delta \middle| Y, \hat{\phi}, \hat{\theta}\right) \qquad (18)$$

5. Pengujian signifikansi parameter
6. Pemeriksaan diagnostik
7. Peramalan dengan model intervensi

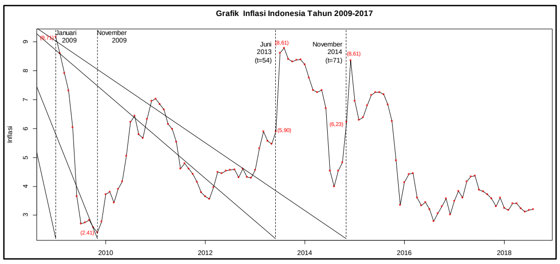
Inflasi

Inflasi diartikan sebagai meningkatnya harga-harga secara umum dan terus menerus.Kenaikan harga dari satu atau dua barang saja tidak dapat disebut inflasi kecuali bila kenaikan itu meluas atau mengakibatkan kenaikan harga pada barang lainnya (Suparti dan Sa'adah, 2015).Inflasi dihitung berdasarkan Indeks Harga konsumen (IHK) dengan menggunakan rumus Laspeyres yang dimodifikasi (BPS, 2011).

Hasil Penelitian dan Pembahasan

1. Statistika Deskriptif

Analisis statistika deskriptif berupa grafik runtun waktu ditampilkan pada Gambar 1. Berdasarkan Gambar 1 dapat diketahui bahwa inflasi Indonesia tertinggi terjadi pada bulan Januari 2009 yaitu sebesar 9,71% (yoy) dan inflasi Indonesia terendah terjadi pada bulan November 2009 yaitu sebesar 2,41% (yoy). Kenaikan inflasi Indonesia paling tinggi terjadi dalam dua periode yaitu dari bulan Juni ke bulan Juli 2013 sebesar 5,90% (yoy) menjadi 8,61% (yoy) dan dari bulan November ke bulan Desember 2014 sebesar 6,23% (yoy) menjadi 8,36% (yoy). Peningkatan inflasi yang tinggi pada bulan Juli 2013 dan Desember 2014, diindikasi karena adanya kebijakan pemerintah dalam kenaikan harga Bahan Bakar Minyak (BBM) bersubsidi pada bulan Juni 2013 dan bulan November 2014 (Bank Indonesia, 2014).



Gambar 1. Inflasi Indonesia (yoy) tahun 2009-2017

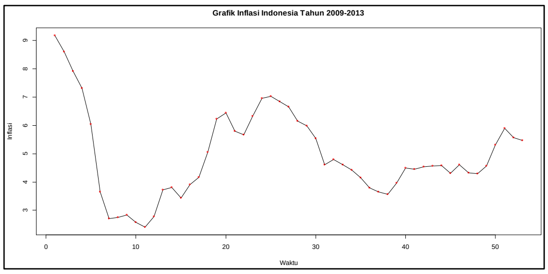
2. Pemodelan Sebelum Intervensi

Tahapan awal dalam pembentukan model intervensi adalah dengan membagi data menjadi beberapa bagian berdasarkan waktu terjadinya intervansi. Pada penelitian ini data inflasi Indonesia tahun 2009-2017 dibagi menjadi 3 kelompok data.

Pembentukan model sebelum intervensi menggunakan data sebelum adanya kebijakan pemerintah dalam kenaikan harga BBM pada Juni 2013, yakni sebanyak 53 data dari bulan Januari 2009 sampai dengan bulan Mei 2013. Setelah dilakukan pemodelan dengan melihat grafik ACF dan PACF, pengujian signifikansi parameter, independensi residual, dan kenormalan residualdiperoleh model terbaik yaitu model ARIMA(0,1,1).Berdasarkan hasil pengujian independensi residual model intervensi, diketahui bahwa model intervensi yang berbasis pada model ARIMA(0,1,1) tidak memenuhi asumsi independensi residual. Tidak terpenuhinya asumsi tersebut mungkin disebabkan oleh adanya musiman pada data inflasi Indonesia. Dengan demikian dilakukan pemodelan kembali untuk data sebelum intervensi menggunakan model SARIMA.

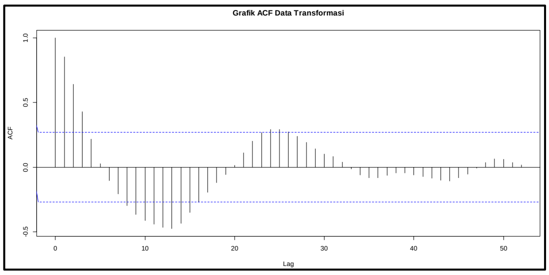
a. Identifikasi Stasioneritas Non-Musiman

Identifikasi stasioneritas data terhadap variansi dapat dilihat pada Gambar 2. Berdasarkan Gambar 2 dapat dikatakan bahwa data tersebut tidak stasioner dalam variansi non-musiman karena terjadi perubahan variansi dari waktu ke waktu, sehingga data harus distasionerkan terlebih dahulu.Estimasi nilai λ diperoleh sebesar 0,180yang menunjukkan bahwa data belum stasioner dalam variansi non-musiman karena nilai tersebut tidak mendekati 1, sehingga perlu dilakukan transformasi. Estimasi nilai λ dari data yang telah ditranformasi adalah sebesar 0,999, dengan nilai λ yang mendekati 1 menunjukkan bahwa data sudah stasioner dalam variansi non-musiman.



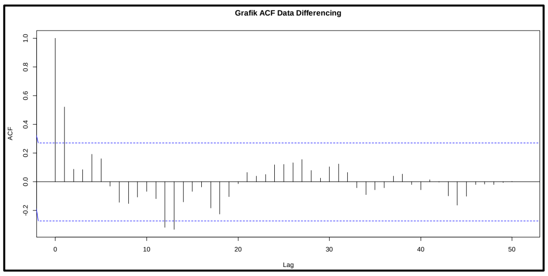
Gambar 2. Inflasi Indonesia (yoy) periode Januari 2009-Mei 2013

Identifikasi stasioneritas terhadap rata-rata dapat dilakukan dengan melihat grafik ACF.



Gambar 3. ACF data inflasi Indonesia (yoy) setelah ditransformasi

Berdasarkan Gambar 3, terlihat bahwa nilai ACF cenderung turun lambat dan turun secara linier. Disimpulkan bahwa data tersebut tidak stasioner dalam rata-rata, sehingga perlu dilakukan *differencing*. Setelah dilakukan *differencing*, data kembali diidentifikasi dengan membentuk grafik ACF ditunjukkan pada Gambar 4.



Gambar 4. ACF data inflasi Indonesia (yoy) setelah *differencing* $(d = 1)$

Berdasarkan Gambar 4, terlihat bahwa nilai ACF *cut off* pada *lag* 1 dan setelah *lag* 1 turun secara cepat, maka disimpulkan bahwa *differencing* satu kali dari data inflasi Indonesia (yoy) telah stasioner dalam rata-rata non-musiman.

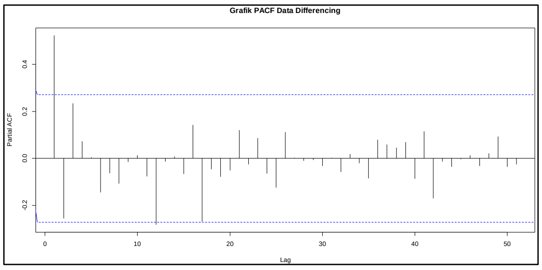
b. Identifikasi Stasioner Musiman

Identifikasi stasioneritas musiman dapat dilihat dari grafik ACF pada Gambar

4.Berdasarkan Gambar 4 dapat dilihat bahwa grafik ACF berpola *cut off* pada*lag* 12 dan turun secara cepat setelah *lag* 13, maka data sudah stasioner terhadap rata-rata dan variansi musiman.

c. Identifikasi Model

Identifikasi model sementara dibentuk dengan melihat grafik ACF pada Gambar 4 dan grafik PACF pada Gambar 5.Berdasarkan Gambar 4 terlihat bahwa data memiliki periode musiman $S = 12$, dan diketahui bahwa orde untuk MA non-musiman adalah 1 dan berdasarkan Gambar 5 orde untuk AR non-musiman adalah 1 dengan *differencing* (*d*) sebanyak 1 kali.



Gambar 5. PACF data inflasi Indonesia (yoy) setelah *differencing* ($d = 1$)

Berdasarkan Gambar 4 diketahui bahwa orde untuk MA musiman adalah 1 dan berdasarkan Gambar 5 diketahui bahwa orde untuk AR musiman adalah 1, dan orde *differencing* musiman (*D*) adalah 0. Kombinasi model SARIMA sementara adalah SARIMA $(1,1,1)(1,0,1)^{12}$, SARIMA $(1,1,0)(1,0,1)^{12}$, SARIMA $(0,1,1)(1,0,1)^{12}$,SARIMA $(1,1,1)(1,0,0)^{12}$, SARIMA $(1,1,0)(1,0,0)^{12}$, SARIMA $(0,1,1)(1,0,0)^{12}$, SARIMA $(1,1,1)$ $(0,0,1)^{12}$, SARIMA $(1,1,0)(0,0,1)^{12}$, SARIMA $(0,1,1)(0,0,1)^{12}$.

d. Pengujian Signifikansi parameter

Setelah dilakukan pengujian signifikansi parameter diperoleh kesimpulan bahwa terdapat tiga model sementara yang memenuhi tahap pengujian signifikansi parameter yaitu model SARIMA $(1,1,0)(1,0,0)^{12}$, SARIMA $(0,1,1)$ $(1,0,0)^{12}$, dan SARIMA $(1,1,0)(0,1,1)^{12}$.

e. Pemeriksaan Diagnostik

Model SARIMA terbaik yang diperoleh setelah dilakukan pengujianindependensi residual dan kenormalan residual adalah model SARIMA $(0,1,1)(1,0,0)^{12}$. Secara matematis model SARIMA $(0,1,1)(1,0,0)^{12}$ dapat ditulis sebagai berikut.

$$Y_{1t} = \frac{\theta_1(B)}{\Phi_1(B^{12})(1-B)^1} a_t \qquad (19)$$

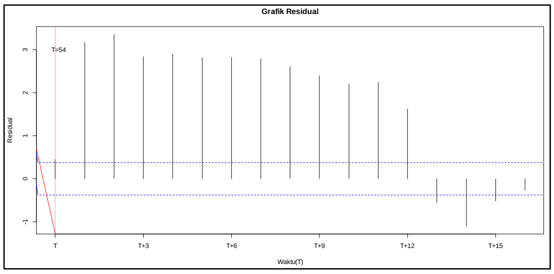
Setelah diperoleh model terbaik dapat dilakukan peramalan dengan menggunakan model pada Persamaan (20).

3. Pemodelan Intervensi Akibat Kebijakan Kenaikan Harga BBM I

Intervensi pertama yang mempengaruhi inflasi Indonesia adalah kebijakan pemerintah dalam kenaikan harga BBM yang terjadi pada Juni 2013.Berdasarkan Gambar 1 diketahui bahwa pengaruh intervensi langsung terjadi pada bulan Juni 2013 $(t = 54)$, hal ini dapat dilihat dari nilai inflasi pada bulan Juni yang mengalami kenaikan dibandingkan dengan nilai inflasi pada periode sebelumnya. Dampak intervensi menunjukkan adanya pengaruh yang permanen karena intervensi yang terjadi mempengaruhi inflasi Indonesia dalam kurun waktu yang lama, hal ini dapat dilihat pada periode Juni 2013-Juni 2014 yang memiliki nilai inflasi lebih tinggi dibandingkan dengan periode sebelumnya.Disimpulkan bahwa kebijakan kenaikan harga BBM pada bulan Juni 2013 digolongkan dalam intervensi fungsi *step*.

a. Identifikasi Orde Intervensi

Identifikasi nilai orde *b*, *s*, dan *r*dilakukan dengan mengamati selisih antara hasil peramalan dari model SARIMA$(0,1,1)(1,0,0)^{12}$ dan data pengamatan untuk periode Juni 2013 sampai Oktober 2014. Secara visual, residual data dapat dilihat pada Gambar 6.



Gambar 6. Residual intervensi pertama periode Juni 2013 - Oktober 2014

Berdasarkan Gambar 6 diketahui bahwa pada saat *T* = 54, dampak intervensi telah signifikan mempengaruhi inflasi Indonesia (yoy), karena nilai residual berada di luar batas signifikansi, dengan batas atas dan bawah sebesar $\pm 0,371$, sehingga dipilih orde *b* = 0. Residual mengalami lonjakan pada saat *T*+1 (Juli 2013), *T*+2 (Agustus 2013), dan mengalami penurunan pada saat *T*+3 (September 2013), artinya residual data mengalami lonjakan sebanyak dua kali maka orde*s* = 2. Setelah dilakukan pengujian signifikansi parameter, diperoleh hasil bahwa model intervensi dengan jumlah orde *s* = 1 dan *s* = 2 tidak signifikan sehingga dipilih orde *s* = 0. Residual data tidak menunjukkan adanya proses kenaikan atau penurunan secara eksponensial, sehingga dipilih orde *r* = 0. Fungsi dari dampak intervensi untuk data inflasi Indonesiaberdasarkan Persamaan (11) dapat ditulis sebagai berikut.

$$Y_t^* = \omega_0 S_t^{(54)} \qquad (20)$$

Model intervensi pertama dapat dibentuk dengan mensubstitusikan Persamaan (19) dan (20) ke dalam Persamaan (10).

$$Y_t = \omega_0 S_t^{(54)} + \frac{\theta_1(B)}{\Phi_1(B^{12})(1-B)^1} a_t \qquad (21)$$

b. Pengujian Signifikansi Parameter

Pengujian signifikansi parameter model intervensi pertamadapat dilihat pada Tabel 1.

Tabel 1. Estimasi Parameter dan Pengujian Signifiknasi Parameter

Parameter	Estimasi	SE	t_{hitung}	$t_{0,025;67}$
θ_1	0,596	0,097	6,122	1,996
Φ_1	-0,463	0,138	-3,363	1,996
ω_{01}	-0,025	0,010	-2,615	1,996

Karena semua parameter memiliki nilai $|t_{hitung}| > 1,996$ maka disimpulkan bahwa parameter signifikan berbeda dengan nol dan dapat digunakan untuk membentuk model intervensi.

Berdasarkan nilai parameter yang terdapat pada Tabel 1, maka secara matematis model intervensi pada Persamaan (22) dapat ditulis sebagai berikut.

$$Y_t = -0,025 S_t^{(54)} + \frac{0,596(B)}{-0,463_1(B)(1-B)^1} a_t \qquad (22)$$

dengan

$$S_t = \begin{cases} 0, t < 54 \\ 1, t \geq 54 \end{cases}$$

c. Pengujian Independensi Residual

Pengujian independensi residual untuk beberapa *lag* disajikan dalam Tabel 2.

Tabel 2. Pengujian Independensi Residual Model Intevensi Pertama

Lag	Q^*	db	$\chi^2_{0,05;db}$
12	6,203	9	16,919
24	22,848	21	32,671
36	29,518	33	47,400
48	52,526	45	61,656
60	65,732	57	75,624

Berdasarkan pengujian indepedensi residual pada Tabel 2, diperoleh nilai Ljung-Box pada *lag* 12, 24, 36, 48 dan 60, di mana tidak terdapat nilai yang melebihi nilai $\chi^2_{0,05;db}$. Disimpulkan bahwa tidak terdapat korelasi antar *lag*.

d. Pengujian Kenormalan Residual

Pengujian kenormalan residual model intervensi pertama disajikan dalam tabel 3.

Tabel 3. Pengujian Kenormalan Residual ModelIntervensi Pertama

D_{hitung}	$D_{0,05;70}$
0,088	0,163

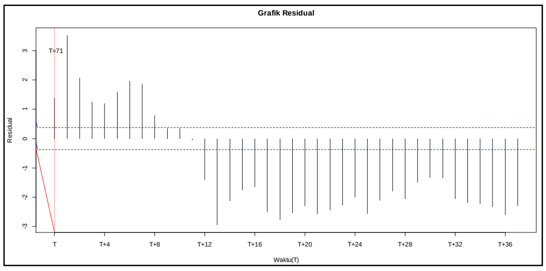
Berdasarkan pengujian kenormalan residual pada Tabel 3 diperoleh kesimpulan bahwa model intervensi pertama memenuhi syarat kenormalan residual, maka model intervensi sudah memenuhi asumsi *white noise*.Dipenuhinya asumsi ini, maka model intervensi dikatakan memadai dan dapat digunakan untuk peramalan.Peramalan dilakukan dengan menggunakan Persamaan (22).

4. Pemodelan Intervensi Akibat Kebijakan Kenaikan Harga BBM II

Intervensi kedua yang mempengaruhi inflasi Indonesia adalah kebijakan pemerintah dalam kenaikan harga BBM yang terjadi pada November 2014.Berdasarkan Gambar1 diketahui bahwa pengaruh intervensi langsung terjadi pada bulan November 2014 $(t = 71)$, hal ini dapat dilihat dari nilai inflasi pada bulan November yang mengalami kenaikan dibandingkan dengan nilai inflasi pada periode sebelumnya. Dampak intervensi menunjukkan adanya pengaruh yang permanen karena intervensi yang terjadi mempengaruhi inflasi Indonesia dalam kurun waktu yang lama, hal ini dapat dilihat pada periode November 2014-Oktober 2015 yang memiliki nilai inflasi lebih tinggi dibandingkan dengan periode sebelumnya.Disimpulkan bahwa kebijakan kenaikan harga BBM pada bulan November 2014 digolongkan dalam intervensi fungsi *step*.

a. Identifikasi Orde Intervensi

Identifikasi nilai orde *b*, *s*, dan *r*dilakukan dengan mengamati selisih antara hasil peramalan dari model intervensi pertama dan data pengamatan untuk periode November 2014 sampai Desember 2017. Secara visual, residual data dapat dilihat pada Gambar 7.



Gambar 7. Residual intervensi pertama periode November 2014-Desember 2017

Berdasarkan Gambar 7diketahui bahwa pada saat *T* = 71, dampak intervensi telah signifikan mempengaruhi inflasi Indonesia (yoy), karena nilai residual berada di luar batas signifikansi, dengan batas atas dan bawah sebesar,sehingga dipilih orde b = 0.Residual data mengalami lonjakan pada saat T+1 (Desember 2014) dan mengalami penurunan pada saat T+2 (Januari 2015), artinya residual data mengalami lonjakan sebanyak satu kali maka orde s = 1. Residual data menunjukkan adanya proses kenaikan atau penurunan secara eksponensial, maka r = 1. Fungsi dari dampak intervensi untuk data inflasi Indonesia berdasarkan Persamaan (11) dapat ditulis sebagai berikut.

$$Y_t^* = \frac{\omega_{02} - \omega_{12}B}{1-\delta_{12}B} S_t^{(71)} \qquad (23)$$

Model intervensi kedua dapat dibentuk dengan mensubstitusikan Persamaan (19), (20), dan (23) ke dalam Persamaan (10).

$$Y_t = \omega_0 S_t^{(54)} + \frac{\omega_{02} - \omega_{12}B}{1-\delta_{12}B} S_t^{(71)} +_t \frac{\theta_1(B)}{\Phi_1(B^{12})(1-\mathrm{B})^1} a_t \qquad (24)$$

b. Pengujian Signifikansi Parameter

Pengujian signifikansi parameter model intervensi keduadapat dilihat pada Tabel 4.

Tabel 4. Estimasi Parameter dan Pengujian Signifiknasi Parameter

Parameter	Estimasi	SE	t_{hitung}	$t_{0,025;102}$
θ_1	0,423	0,089	4,749	1,983
Φ_1	-0,301	0,115	-2,614	1,983
ω_{01}	-0,029	0,013	-2,133	1,983
ω_{02}	0,857	0,205	4,176	1,983
ω_{12}	0,051	0,024	2,101	1,983
δ_{12}	0,069	0,025	2,743	1,983

Karena semua parameter memiliki nilai $\left|t_{hitung}\right| > 1{,}983$ maka disimpulkan bahwa parameter signifikan berbeda dengan nol dan dapat digunakan untuk membentuk model intervensi.

Berdasarkan nilai parameter yang terdapat pada Tabel 4, maka secara matematis model intervensi pada Persamaan (24) dapat ditulis sebagai berikut.

$$Y_t = -0{,}029 S_t^{(54)} + \frac{0{,}857 - 0{,}051B}{1-0{,}069B} S_t^{(71)} +_t \frac{0{,}423(B)}{(-0{,}301)(B^{12})(1-\mathrm{B})^1} a_t \qquad (25)$$

dengan

$$S_t = \begin{cases} 0, t < 54 \\ 1, t \geq 54 \end{cases} \text{ dan } S_t = \begin{cases} 0, t < 71 \\ 1, t \geq 71 \end{cases}$$

c. Pengujian Independendensi Residual

Pengujian independendensi residual untuk beberapa *lag* disajikan dalam Tabel 5.

Tabel 5. Pengujian Independensi Residual Model Intevensi Kedua

Lag	Q^*	Db	$\chi^2_{0,05;db}$
12	5,279	6	12,592
24	19,839	18	28,869
36	28,911	30	43,773
48	40,713	42	58,124
60	51,066	54	72,153
72	63,062	66	85,965
84	83,138	78	99,617
96	99,473	90	113,145

Berdasarkan pengujian independensi residual pada Tabel 5, diperoleh nilai Ljung-Box pada *lag* 12, 24, 36, 48, 60, 72, 84, dan 96, di mana tidak terdapat nilai yang melebihi nilai $\chi^2_{0,05;db}$. Disimpulkan bahwa tidak terdapat korelasi antar *lag*.

d. Pengujian Kenormalan Residual

Pengujian kenormalan residual model intervensi keduadisajikan dalam tabel 5.

Tabel 6. Pengujian Kenormalan Residual ModelIntervensi Kedua

D_{hitung}	$D_{0,05;108}$
0,095	0,131

Berdasarkan pengujian kenormalan residual pada Tabel 6 diperoleh kesimpulan bahwa model intervensi kedua memenuhi syarat kenormalan residual, maka model intervensi sudah memenuhi asumsi *white noise*.Dipenuhinya asumsi ini, maka model intervensi dikatakan memadai dan dapat digunakan untuk peramalan.

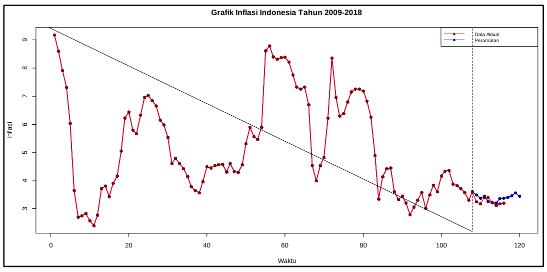
Hasil peramalan inflasi Indonesia (yoy) untuk tahun 2018 menggunakan Persamaan (25) dapat dilihat pada Tabel 7.

Tabel 7. Hasil Peramalan Inflasi Indonesia (yoy)

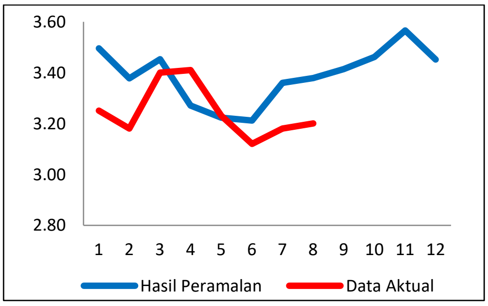
Periode	Inflasi
Januari 2018	3,495
Februari 2018	3,377
Maret 2018	3,452
April 2018	3,270
September 2018	3,413
Oktober 2018	3,461
Mei 2018	3,223
Juni 2018	3,211
Juli 2018	3,360
Agustus 2018	3,379
November 2018	3,565
Desember 2018	3,451

Berdasarkan Tabel 7 diketahui bahwa hasil peramalan inflasi Indonesia tahun 2018 akan berada disekitar nilai rata-rata inflasi yaitu 3%.Secara visual gabungan antara data inflasi

Indonesia (yoy) tahun 2009-2017 dan hasil peramalan inflasi Indonesia (yoy) tahun 2018 disajikan dalam grafik pada Gambar 8.



Gambar 8. Data inflasi Indonesia (yoy) tahun 2009-2017 dan hasil peramalan tahun 2018



Gambar 9. Perbandingan data aktual dan hasil peramalan inflasi Indonesia tahun 2018

Berdasarkan Gambar 8 terlihat bahwa hasil peramalan inflasi Indonesia (yoy) pada tahun 2018 akan mengalami penurunan jika dibandingkan dengan inflasi Indonesia (yoy) pada tahun 2017. Inflasi Indonesia (yoy) tahun 2018 akan berada di sekitar nilai rata-rata inflasi.

Kesimpulan

Berdasarkan penelitian yang telah dilakukan mengenai analisis intervensi fungsi *step* ganda pada kebijakan kenaikan harga BBM terhadap inflasi Indonesia (yoy), didapatkan kesimpulan sebagai berikut:

1. Model intervensi fungsi *step* ganda untuk data inflasi Indonesia (yoy) dari tahun 2009 sampai dengan 2017 adalah

$$Y_t = -0,029S_t^{(54)} + \frac{0,857-0,051B}{1-0,069B} S_t^{(71)}$$

$$+_t \frac{0,423(B)}{(-0,301)(B^{12})(1-\text{B})^1} a_t$$

2. Hasil peramalan inflasi Indonesia (yoy) menggunakan model intervensi fungsi *step* ganda untuk tahun 2018 akan berada disekitar nilai rata-rata inflasi yaitu 3%.

Daftar Pustaka

Abdullah., Yuniarti, Desi., & Fathurahman, M. (2012). Model Intervensi untuk Mengetahui Dampak Kenaikan Tarif Dasar Listrik Juli 2010 terhadap Pemakaian Listrik di Kota Samarinda. *Jurnal Eksponensial*: 3(2), 71-80.

Aswi & Sukarna.(2006). *Analisis Deret Waktu Teori dan Aplikasi*. Makassar: Andira Publisher.

Bank Indonesia.(2014). *Laporan Perekonomian Indonesia 2013*. Jakarta: Bank Indonesia.

BPS. (2011). *Data Strategis BPS*. Jakarta: Badan Pusat Statistika.

Conover, W.J. (1980). *Practical Nonparametric Statistics Second Edition*. New York: John Wiley & Sons.

Cryer, J.D., & Chan, K.S. (2008). *Time Series Analysis with Applications in R*. New York: Springer Science+Business Media.

Dading., Islamiyati, Anna., & Triherdiani, Erna. (2011). Analisis Intervensi Fungsi Step untuk Peramalan Kurs Rupiah Terhadap Dolar Amerika. *Jurnal Matematika, Statistika dan Komputasi*: 7(2), 1-10.

Lestari, N., & Wahyuningsih, N. (2012). Peramalan Kunjungan Wisata dengan Pendekatan Model SARIMA. *Jurnal Sains dan Seni ITS*: 1(1), 29-33.

Montgomery, D.C., Jennings, C.L., & Kulachi, M. (2008). *Introduction to Time Series Analysis and Forecasting*. John Wiley and Sons: New Jersey.

Salamah, M., Suhartono., & Wulandari, S.P. (2003). *Analisis Time Series*. Surabaya: Penerbit ITS.

Suhartono. (2007). Teori dan Aplikasi Model Intervensi Fungsi Pulse. *Junal Ilmiah MatStat*: 7(2), 191-241.

Suparti., & Sa'adah, Alfi Faridatus. (2015). Analisis Data Inflasi Indonesia Menggunakan Model Autoregressive Intergrated Moving Average (ARIMA) Dengan Penambahan Outlier. *Jurnal Media Statistika*: 8(1), 1-11.

Wei, William W.S. (2006). *Time Series Analysis, Univariate and Multivariate Methods* (Second Edition). New York: Addison Wesley.