

**Model Intervensi untuk Mengetahu Dampak Krisis Moneter
dan Kenaikan Harga BBM Terhadap Data IHK**

**Intervention Model to Understand the Impact of the Monetary Crisis
and Increase in Fuel Prices on CPI Data**

Azwar Habibi¹

¹Prodi Perbankan Syariah Institut Agama Islam Negeri Madura
Jln. Panglegur Km 4 Tlanakan Pamekasan Jawa Timur
e-mail: azwarhabibi85@gmail.com

Abstrak

Salah satu indikator untuk melihat besarnya dampak suatu peristiwa atau kebijakan di Indonesia adalah Indeks Harga Konsumen (IHK). Krisis moneter pada pertengahan tahun 1997 mengakibatkan lonjakan harga-harga komoditas yang dibutuhkan masyarakat. Lonjakan harga-harga komoditas merupakan salah satu penyebab utama naiknya IHK. Selain krisis moneter, kenaikan harga BBM diduga juga berpengaruh terhadap IHK. Penelitian ini fokus pada analisis dampak krisis moneter dan kenaikan BBM terhadap data IHK nasional. Metode statistik yang digunakan adalah analisis deret waktu dengan model intervensi. Hasil analisis intervensi menunjukkan bahwa dampak terbesar dan masih berlangsung hingga hari ini adalah dampak dari krisis moneter dan disusul dampak kenaikan harga BBM yang terasa hingga sebulan setelah kenaikan.

Kata Kunci: model intervensi, pulse function, step function, IHK.

Abstract

One indicator to see the magnitude of the impact of an event or policy in Indonesia is the Consumer Price Index (CPI). The monetary crisis in mid-1997 resulted in a spike in the prices of commodities needed by the public. The surge in commodity prices was one of the main reasons for the increase in the CPI. In addition to the monetary crisis, the increase in fuel prices is also thought to have an effect on the CPI. This study focuses on analyzing the impact of the monetary crisis and the increase in fuel prices on national CPI data. The statistical method used is time series analysis with the intervention model. The results of the intervention analysis show that the biggest impact, which is still continuing to this day, is the impact of the monetary crisis, followed by the impact of the increase in fuel prices which was felt up to a month after the increase

Keywords: *intervention model, pulse function, step function, Consumer Price Index.*

Pendahuluan

Krisis moneter yang terjadi pada pertengahan tahun 1997 telah membawa dampak yang besar dalam berbagai bidang di Indonesia. Salah satu dampak perekonomian yang terjadi adalah perubahan harga berbagai komoditas kebutuhan masyarakat. Krisis moneter dimulai sejak bulan

Juli 1997 [1]. Sehingga banyak penelitian menggunakan acuan ini sebagai awal terjadinya krisis moneter [2].

Salah satu ukuran untuk melihat besarnya dampak krisis moneter secara nasional adalah fluktuasi data Indeks Harga Konsumen (IHK) Nasional. Beberapa penelitian telah dilakukan berkaitan dengan data IHK dan krisis moneter, seperti yang telah dilakukan oleh [3]. Beberapa metode juga telah diterapkan untuk menganalisis data IHK, seperti model ARIMA, model heteroskedastis ARCH dan Analisis Intervensi [4]. Mengingat bahwa krisis moneter adalah sebuah bentuk intervensi yang terjadi pada waktu tertentu, maka analisis intervensi menjadi salah satu metode yang lebih tepat [5].

Penelitian ini dilakukan untuk mengetahui pengaruh krisis moneter dan kenaikan harga BBM terhadap IHK nasional. Hasil penelitian ini diharapkan dapat memberikan informasi tentang besarnya dan lama waktu terjadinya peningkatan IHK tersebut.

Metode Penelitian

Penelitian ini menggunakan data Indeks Harga Konsumen (IHK) yang diterbitkan oleh BPS secara rutin setiap bulan, mulai periode Januari 1990 sampai dengan Desember 2006. Tahun dasar yang digunakan adalah tahun dasar 2002. Model statistik yang digunakan untuk menjawab tujuan adalah model intervensi yang melibatkan *step function* dan *pulse function*. Tahap awal pembentukan model intervensi yang dilakukan adalah menentukan variabel intervensi yang berupa *pulse function* (kenaikan BBM) dan *step function* (krisis moneter).

2.1. Model Intervensi

Model intervensi adalah suatu model analisis data deret waktu yang banyak digunakan untuk mengeksplorasi dampak dari kejadian-kejadian diluar dugaan terhadap variabel yang menjadi obyek pengamatan. Persamaan matematik untuk suatu proses yang mengikuti model ARIMA(p, d, q) dapat dituliskan sebagai berikut : [6]

$$\phi_p(B)(1-B)^d Y_t = \theta_q(B) a_t \tag{1.a}$$

atau

$$Y_t = \frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)(1-B)^d} a_t, \tag{1.b}$$

dengan :

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

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

B menyatakan operator mundur, yaitu $B^k Y_t = Y_{t-k}$.

Jika didefinisikan suatu $N_t = \frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)(1-B)^d} a_t$, maka persamaan (1.b) dapat ditulis dalam bentuk $Y_t = N_t$. [7]

Model pada persamaan (1.b) diatas, untuk $d=0$ dapat diinterpretasikan bahwa suatu perubahan didalam Y_t hanya terjadi semata-mata sebagai hasil dari suatu *shock* a_t . Jika dianggap

terdapat pengaruh beberapa kejadian intervensi X_t pada suatu deret waktu, maka dapat ditulis model umum sebagai berikut [8]:

$$Y_t = f(X_t) + N_t, \quad (2)$$

dengan Y_t adalah variabel respon pada saat t , X_t adalah variabel intervensi dan N_t adalah model *noise* yang mengikuti ARIMA (p,d,q)[9].

Secara umum ada dua macam variabel intervensi, yaitu *step function* dan *pulse function*[10]. *Step function* adalah suatu bentuk intervensi yang terjadinya dalam kurun waktu yang panjang[11]. Bentuk intervensi *step function* muncul saat mulai kebijakan baru ditetapkan sampai kebijakan tersebut tidak berlaku lagi[12]. Secara matematik, bentuk intervensi *step function* ini biasanya ditulis sebagai berikut[13]:

$$S_t = \begin{cases} 0, & t < T \\ 1, & t \geq T \end{cases} \quad (3)$$

dimana T adalah waktu mulainya terjadi intervensi[14].

Sedangkan *pulse function* adalah suatu bentuk intervensi yang terjadinya hanya dalam suatu waktu tertentu[15]. Secara matematik, bentuk intervensi *pulse function* ditulis sebagai berikut

$$P_t = \begin{cases} 0, & t \neq T \\ 1, & t = T \end{cases} \quad (4)$$

dimana T adalah waktu terjadi intervensi[16].

2.2. Intervensi Berupa Pulse Function

Model intervensi *pulse function* orde nol dapat ditulis sebagai berikut [17]:

$$Y_t = \omega P_t + N_t \quad (5)$$

dengan :

Y_t : variabel respon pada saat t

ω : pengaruh intervensi pada Y

P_t : variabel intervensi seperti yang didefinisikan pada persamaan (4)

N_t : model “*noise*” yang mengikuti model ARIMA.

Pada model (5), pengaruh P pada Y diasumsikan terjadi hanya pada waktu ada intervensi tersebut. Penaksiran nilai $\hat{\omega}$ adalah untuk menaksir perbedaan antara pada waktu proses intervensi terjadi dan waktu tidak terjadi intervensi[18].

Secara umum, pengaruh P pada Y ada bermacam-macam, dapat terjadi seketika itu juga (*segera*), *gradual*, *permanent* atau setelah ada *delay* waktu tertentu. Berikut ini adalah penjelasan teoritik berkaitan dengan pengaruh X pada Y yang *gradual* dan *permanent* [19].

Asumsi bahwa pengaruh kejadian intervensi adalah hanya pada waktu ada intervensi seperti pada model (5) di atas seringkali tidak dapat dipertahankan[20]. Suatu pendekatan alternatif yang mengakomodasi bentuk pengaruh yang lain adalah pengaruh *gradual* dari suatu kejadian intervensi [21]. Hal demikian disebut model intervensi orde satu. Dengan menganggap model seperti pada persamaan (2), tetapi ditulis sebagai berikut:

$$Y_t^* = Y_t - N_t. \quad (6)$$

Dan diperlukan parameter tambahan untuk mendefinisikan $f(P_t)$ sebagai berikut :

$$Y_t^* \equiv f(P_t) = \frac{\omega}{1-\delta} P_t \tag{7}$$

dimana disyaratkan nilai δ adalah $-1 < \delta < 1$ atau $|\delta| < 1$. Sehingga didapatkan persamaan sebagai berikut

$$Y_t^* = \delta Y_{t-1}^* + \omega P_t \tag{8}$$

Karena $Y_{t-1}^* = \delta Y_{t-2}^* + \omega P_{t-1}$ dan $|\delta| < 1$, maka kita dapat mensubstitusikan kembali kedalam persamaan (8) dan mendapatkan persamaan

$$Y_t^* = \omega \sum_{j=0}^{\infty} \delta^j P_{t-j} \tag{9}$$

Jika persamaan (9) ini diterapkan, dimana untuk semua observasi waktu tidak terjadi intervensi, $P_{t \neq T} = 0$ dan observasi pada waktu terjadi intervensi, $P_{t=T} = 1$, maka secara umum untuk k (dimana $k = 0, 1, 2, \dots$) periode setelah intervensi didapatkan persamaan sebagai berikut :

$$\begin{aligned} Y_{T+k}^* &= \omega(P_{T+k} + \delta P_{T+k-1} + \delta^2 P_{T+k-2} + \dots + \delta^k P_{T+k-k} + \delta^{k+1} P_{T+k-(k+1)} + \dots) \\ &= \omega(0 + 0 + 0 + \dots + 0 + \delta^k 1 + 0 + 0 + \dots) \\ &= \omega \delta^k \end{aligned} \tag{10}$$

Persamaan (10) ini mempunyai arti bahwa pengaruh dari “pulse” adalah berangsur-angsur menghilang sesuai deret geometris yang ditentukan dengan nilai δ . Penjelasan lebih rinci dapat dilihat di [22].

2.3. Intervensi Berupa Step Function

Sebagaimana model intervensi *pulse function*, model intervensi *step function* orde nol dapat ditulis sebagai berikut:

$$Y_t = \omega S_t + N_t \tag{11}$$

dengan :

Y_t : variabel respon pada saat t

ω : pengaruh intervensi pada Y

S_t : variabel intervensi seperti yang didefinisikan pada persamaan (3)

N_t : model “noise” (yang mengikuti model ARIMA).

Pada model (11) ini, pengaruh S pada Y diasumsikan terjadi pada waktu ada intervensi dan waktu setelahnya[23].

Model intervensi *step function* orde satu adalah sebagaimana bentuk model intervensi *pulse function* orde satu, dengan mengganti variabel P_t dengan S_t . Model ini juga merupakan pendekatan alternatif yang mengakomodasi bentuk pengaruh *gradual* dari suatu kejadian intervensi. Dengan menganggap model seperti pada persamaan (2), tetapi ditulis sebagai berikut :

$$Y_t^* = Y_t - N_t \tag{12}$$

Dan diperlukan parameter tambahan untuk mendefinisikan $f(P_t)$ sebagai berikut :

$$Y_t^* \equiv f(S_t) = \frac{\omega}{1 - \delta B} S_t \tag{13}$$

dimana disyaratkan nilai δ adalah $-1 < \delta < 1$ atau $|\delta| < 1$. Dengan cara yang sama sebagaimana model intervensi pulse function, didapatkan persamaan sebagai berikut :

$$Y_t^* = \omega \sum_{j=0}^{\infty} \delta^j S_{t-j} \tag{14}$$

Jika persamaan (16) ini diterapkan, dimana untuk semua observasi waktu tidak terjadi intervensi, $S_{t < T} = 0$ dan observasi pada waktu terjadi intervensi, $X_{t \geq T} = 1$, maka secara umum untuk k (dimana $k = 0, 1, 2, \dots$) periode setelah intervensi didapatkan persamaan sebagai berikut :

$$\begin{aligned} Y_{T+k}^* &= \omega(S_{T+k} + \delta S_{T+k-1} + \delta^2 S_{T+k-2} + \dots + \delta^k S_{T+k-k} + \delta^{k+1} S_{T+k-(k+1)} + \dots) \\ &= \omega + \delta\omega + \delta^2\omega + \dots + \delta^k\omega + \delta^{k+1}\omega + \dots \\ &= \sum_{k=0}^n \delta^k \omega. \end{aligned} \tag{15}$$

Ruas kanan pada persamaan (15) dapat dituliskan lagi sebagai berikut :

$$Y_{t+n}^* = \omega(\delta^n + \delta^{n-1} + \dots + \delta + 1) \tag{16}$$

yang merupakan suatu deret yang jumlahnya adalah :

$$Y_{t+n}^* = \frac{\omega}{1 - \delta} \tag{17}$$

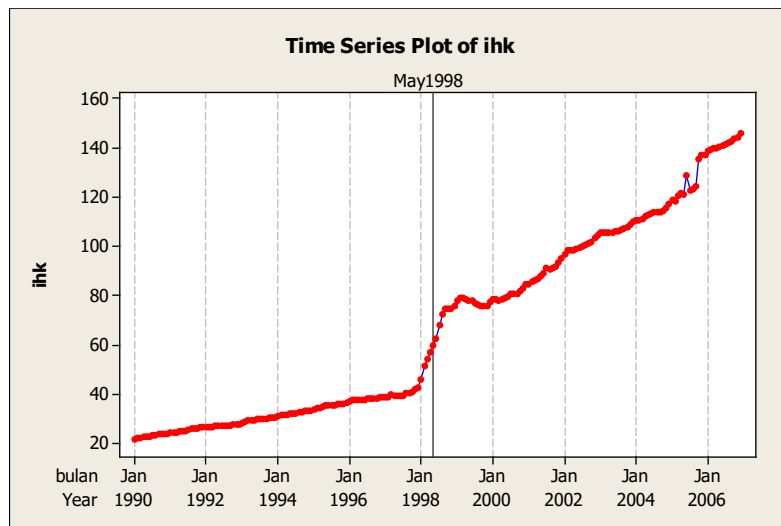
dimana nilai δ adalah $-1 < \delta < 1$ atau $|\delta| < 1$. Dengan demikian, dapat dibuat ilustrasi yang menunjukkan nilai Y_t^* untuk model dengan nilai $\omega = 1$ serta *step* yang terjadi pada $t \geq T$ untuk beberapa nilai δ (delta) yang berbeda.

Sebagaimana halnya *pulse function*, pada saat $\delta = 1$, maka diperoleh pengaruh yang semakin naik terhadap Y , respon tidak akan pernah kembali ke posisi semula, bahkan terus meningkat. Sedangkan ketika $|\delta| < 1$, maka efek yang terjadi adalah *gradual* dan pada saat tertentu efeknya akan *permanent* [24].

Hasil dan Pembahasan

1. Deskripsi Data

Sebelum melakukan analisis yang lebih jauh maka diperlukan deskripsi awal dari data IHK. Pada penelitian ini data IHK yang dianalisa adalah mulai dari periode Januari 1989 sampai dengan Oktober 2006. Data IHK tahun 2007 akan digunakan untuk menguji kebaikan model intervensi yang ditaksir. Berikut ini adalah plot deret waktu data IHK mulai bulan Januari 1990 sampai bulan Juni 2006:

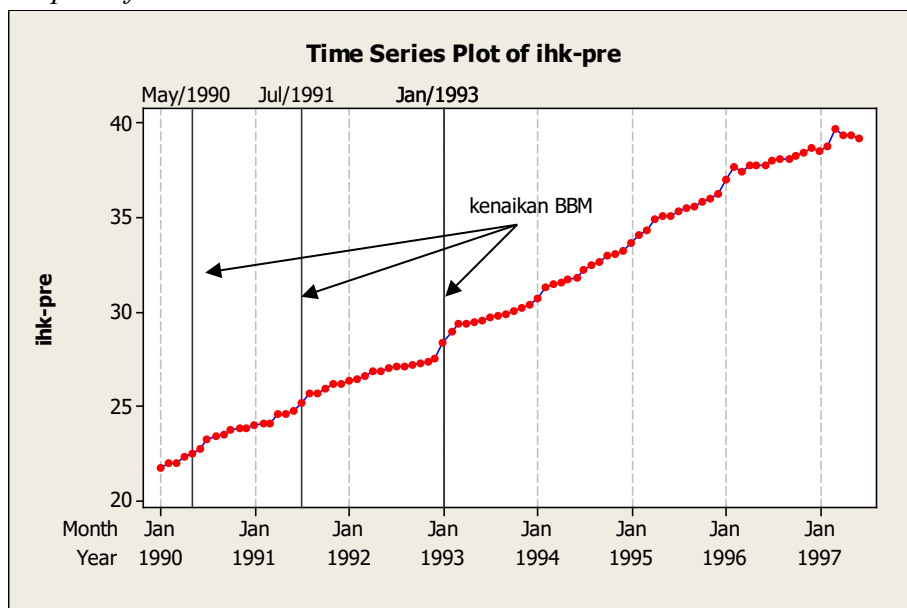


Gambar 1. Plot deret waktu dari data IHK

Dapat dilihat bahwa fluktuasi data IHK cenderung meningkat dari waktu ke waktu. Perubahan yang sangat drastis pada saat terjadi krisis moneter pada Juli 1997. Setelah terjadi krisis moneter, pola data menjadi semakin curam dengan kemiringan yang lebih tinggi. Hal ini berarti bahwa fluktuasi IHK cenderung lebih cepat meningkat pada saat setelah terjadi krisis moneter, dan tidak dapat kembali seperti semula sebelum krisis moneter. Dalam konteks analisis intervensi, krisis moneter dapat menjadi sebuah variabel intervensi yang berupa *step function*.

Selain pengaruh krisis, terdapat beberapa variabel intervensi lain yang cenderung mempengaruhi IHK, seperti adanya kenaikan BBM. Kenaikan BBM dapat secara langsung mempengaruhi harga-harga barang komoditas yang dibutuhkan masyarakat. Pengaruh kenaikan IHK tidak dapat dilihat secara langsung melalui plot deret waktu. Namun bila dilihat dengan lebih teliti maka efek kenaikan BBM akan lebih terlihat. Plot IHK mulai Januari 1990 sampai Juni 1997 dapat dilihat pada gambar 2.

Berdasarkan gambar 2, ternyata adanya kenaikan BBM memberikan “lompatan” pada data IHK, artinya, meskipun tidak terlalu besar, kenaikan BBM merupakan suatu bentuk intervensi terhadap IHK. Pada penelitian ini, kenaikan harga BBM dapat menjadi variabel intervensi yang berbentuk *pulse function*.



Gambar 2. Efek kenaikan harga BBM terhadap IHK

2. Analisis Intervensi dengan Variabel Intervensi Krisis Moneter

Setelah dilakukan pengolahan data melalui tahap identifikasi, estimasi parameter dan cek diagnosa, maka untuk data sebelum ada intervensi diperoleh model ARIMA (0,1,0) atau *random walk* sebagai model yang terbaik. Secara matematik, model ini dapat ditulis seperti berikut

$$Y_t = Y_{t-1} + a_t \tag{19}$$

atau

$$(1 - B)Y_t = +a_t$$

Crosscorelation antara IHK dan variabel *step function* (krisis moneter) signifikan mulai lag ke-7. Maka diduga krisis moneter mempengaruhi IHK setelah tujuh bulan. Berdasarkan hasil pengolahan data pada tahap identifikasi, estimasi parameter dan cek diagnosa, dengan mengimplimentasikan program *SAS* diperoleh model intervensi terbaik untuk data IHK yang ditampilkan pada output 1.

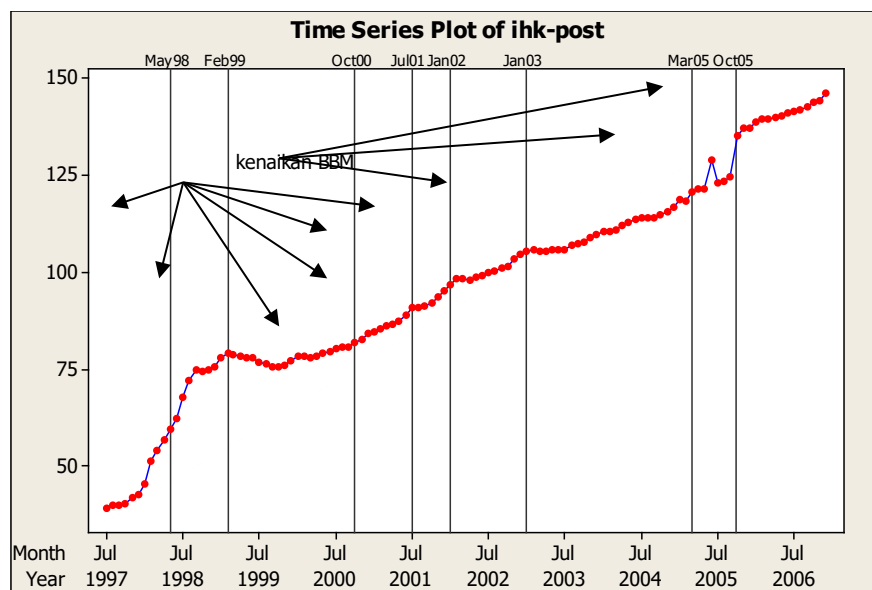
Tabel 1. Output Hasil estimasi parameter Model Intervensi dengan program SAS (variabel intervensi krisis moneter)

Maximum Likelihood Estimation									
Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr > t	Lag	Variable	Shift		
MU	0.49245	0.09265	5.32	<.0001	0	yt	0		
NUM1	4.66232	0.90005	5.18	<.0001	0	x1	7		
DEN1,1	0.82301	0.04932	16.69	<.0001	1	x1	7		
Constant Estimate		0.492448							
Variance Estimate		1.496741							
Std Error Estimate		1.223414							
AIC		635.0043							
SBC		644.8233							
Number of Residuals		195							
Autocorrelation Check of Residuals									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	13.64	6	0.0339	0.002	0.044	-0.166	0.170	0.091	0.032
12	21.26	12	0.0466	0.156	0.018	0.008	0.035	0.078	0.070
18	23.60	18	0.1687	0.001	0.014	-0.058	0.017	0.030	0.078
24	26.36	24	0.3352	-0.021	-0.085	-0.015	0.034	0.046	0.036
30	27.03	30	0.6218	0.009	0.005	-0.028	0.005	0.037	0.025
36	34.51	36	0.5393	-0.020	-0.065	0.019	0.077	0.135	0.048
Model for variable yt									
Estimated Intercept		0.492448							
Period(s) of Differencing		1							
Input Number 1									
Input Variable		x1							
Shift		7							
Period(s) of Differencing		1							
Overall Regression Factor		4.662325							
Denominator Factors									
Factor 1: 1 - 0.82301 B**(1)									

Terlihat pada Tabel output 1 bahwa seluruh parameter signifikan pada $\alpha = 1\%$, dan asumsi white noise pada residual juga terpenuhi. Sebelum melakukan interpretasi pada output 1, bertolak pada bagian sebelumnya bahwa terdapat kemungkinan besar adanya intervensi kenaikan harga BBM mempengaruhi data IHK, maka analisis intervensi akan dilanjutkan dengan menambahkan bentuk intervensi kenaikan harga BBM.

3. Analisis Intervensi karena Krisis Moneter dan Kenaikan Harga BBM

Bentuk intervensi kenaikan harga BBM diasumsikan sebagai bentuk *pulse function* sebagaimana persamaan (4). Waktu terjadinya kenaikan harga BBM adalah bulan (tahun) sebagai berikut: Mei (1990), Juli (1991), Januari (1993), Mei (1998), Februari (1999), Oktober (2000), Juli (2001), Januari (2002), Januari (2003), Maret (2005), dan Oktober (2005). Efek kenaikan BBM terhadap IHK dapat dilihat pada Gambar 2 dan 3.



Gambar 3. Efek Kenaikan BBM Setelah Krisis Moneter

Model intervensi terbaik akibat krisis moneter dan kenaikan harga BBM adalah sebagai berikut:

Tabel 2 Output Hasil estimasi parameter Model Intervensi

Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t	Approx Lag	Variable	Shift
MU	1.20777	0.23392	5.16	<.0001	0	yt	0
MA1,1	-0.37539	0.06738	-5.57	<.0001	1	yt	0
AR1,1	0.05217	0.07316	0.71	0.4757	12	yt	0
NUM1	2.90736	0.52714	5.52	<.0001	0	x1	0
NUM1,1	-1.37585	0.52035	-2.64	0.0082	1	x1	0
NUM2	12.97165	1.98578	6.53	<.0001	0	x2	7
DEN1,1	0.81877	0.04297	19.05	<.0001	1	x2	7
NUM3	1.52181	0.33720	4.51	<.0001	0	x3	0
Constant Estimate		1.144758					
Variance Estimate		4.898166					
Std Error Estimate		2.21318					
AIC		915.5056					
SBC		942.0897					

Autocorrelation Check of Residuals										
To Lag	Chi-Square	DF	Pr >	ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	4.02	4	0.4037	0.018	0.067	0.046	-0.030	0.039	0.099	
12	11.66	10	0.3088	0.145	-0.035	0.095	0.061	0.024	-0.000	
18	12.81	16	0.6869	-0.012	-0.026	0.011	0.005	0.047	0.045	
24	16.78	22	0.7756	-0.022	-0.064	-0.038	0.092	0.004	0.052	
30	17.30	28	0.9425	-0.014	0.004	-0.025	0.007	0.033	0.014	
36	22.31	34	0.9382	-0.025	0.022	-0.025	0.093	0.099	0.003	

Secara umum, seluruh parameter signifikan, kecuali salah satu parameter model ARIMA(0,1,1)(1,0,0)¹² pada koefisien musiman. Parameter tersebut tetap diikutkan dalam model karena berkaitan dengan model ARIMA untuk data IHK sebelum terjadi intervensi krisis moneter.

Intepretasi pada output 3 dapat dilakukan dengan menterjemahkannya dalam bentuk persamaan matematis berikut:

$$Y_t^* = 1.2 + \frac{12.97}{(1-0.82 B)} S_{t-7} + (2.91+1.37 B) P_t + 1.52 CV_t \tag{20.a}$$

atau

$$Y_t^* = 1.2 + \frac{12.97}{(1-0.82 B)} S_{t-7} + (2.91+1.37 B) P_t + 1.52 CV_t + N_t \tag{20.b}$$

dengan :

$$N_t = \frac{(1+0,37 B)}{(1-0,05 B^{12})(1-B)} a_t$$

yang merupakan bentuk model ARIMA untuk data sebelum terjadi krisis moneter. Variabel S_t mewakili bentuk step function variabel intervensi krisis moneter, P_t mewakili bentuk pulse function efek kenaikan harga BBM, dan CV_t mewakili bentuk variasi kalender hari raya idul fitri.

Interpretasi pada bentuk intervensi krisis moneter dapat mengacu pada persamaan (20.a), yang ditulis kembali sebagai berikut:

$$Y_t^* - 1.2 - (2.91+1.37 B) P_t - 1.52 CV_t = \frac{12.97}{(1-0.82 B)} S_{t-7} \tag{21.a}$$

atau dapat dimisalkan

$$Y_t^{**} = \frac{12.97}{(1-0.82 B)} S_{t-7} \tag{21.b}$$

Persamaan (21.b) menunjukkan bahwa efek krisis moneter baru terasa signifikan pada waktu 7 bulan setelah terjadinya krisis, yakni pada Februari 1998, dan bukan pada saat tepat terjadi krisis pada Juli 1997. Ketika efek krisis moneter terasa pada Februari 1998, nilai IHK melonjak sebesar 12,97 satuan. Berawal dari saat itu, efek krisis moneter masih ada dan secara *gradual* naik dan tidak pernah kembali ke posisi awal sebelum krisis (*permanent*), hal ini mengacu pada nilai $\delta = 0.82$ pada koefisien pembagi, sebagaimana gambar 2.

Sedangkan interpretasi pada bentuk intervensi kenaikan harga BBM dapat mengacu pada persamaan (20.a), yang ditulis kembali sebagai berikut:

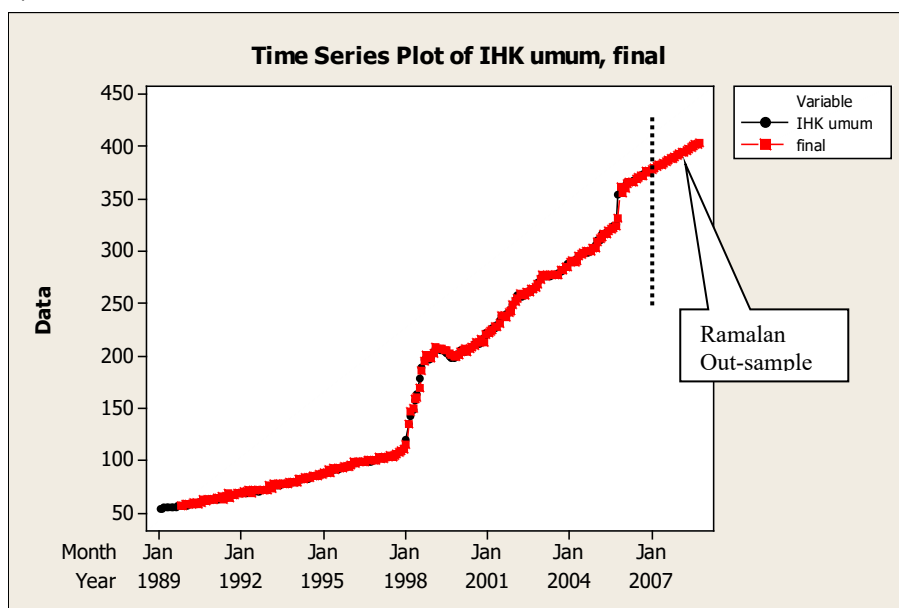
$$Y_t^* - 1.2 - 1.52 CV_t - \frac{12.97}{(1-0.82 B)} S_{t-7} = (2.91 + 1.37 B) P_t \tag{22.a}$$

Atau dapat dimisalkan

$$Y_t^{**} = (2.91 + 1.37 B) P_t = 2.91 P_t + 1.37 P_{t-1} \tag{22.b}$$

Persamaan (22.b) menunjukkan bahwa efek kenaikan harga BBM terjadi tepat pada saat (bulan) terjadinya kenaikan harga, dan masih berlangsung hingga satu bulan sesudah kenaikan harga. Pada waktu terjadinya intervensi kenaikan harga BBM, terdapat lonjakan nilai IHK sebesar 2.91 satuan, dan pada satu bulan sesudahnya masih terdapat efek lonjakan sebesar 1.37 satuan.

Untuk menjelaskan efek variasi kalender idul fitri, menggunakan cara yang hampir sama sebagaimana persamaan (21) dan (22), dapat dilihat bahwa pada saat (bulan) adanya idul fitri, lonjakan nilai IHK terjadi sebesar 1.52 satuan, dan tidak berefek pada bulan-bulan sesudahnya. Dengan demikian, secara umum dapat dilihat bahwa pengaruh intervensi terbesar adalah krisis moneter, disusul dengan kenaikan harga BBM dan yang tidak telalu besar efeknya adalah variasi kalender hari raya idul fitri. Ramalan *insample* model intervensi – variasi kalender untuk seluruh data pada penelitian ini beserta ramalan *outsample* untuk 24 periode kedepan ditampilkan pada gambar 7.



Gambar 7. Plot ramalan *in-sample*, *out-sample* model intervensi variasi kalender

Simpulan

Berdasarkan hasil analisa data dan pembahasan yang telah dilakukan maka dapat ditarik simpulan bahwa 1) Krisis moneter yang terjadi pada Juli 1997 mempunyai pengaruh yang sangat besar terhadap nilai IHK. Efek yang terjadi bahkan tetap berlangsung sampai pada pengamatan terakhir penelitian ini, yakni Oktober 2006. 2) Pengaruh kenaikan harga BBM tidak sebesar krisis moneter, namun efeknya tetap berlangsung hingga satu bulan setelah kenaikan harga. 3) Efek yang paling kecul namun masih signifikan adalah adanya variasi kalender hari raya idul fitri. Pengaruhnya hanya terjadi pada saat (bulan) idul fitri.

Ucapan Terima Kasih

Pada penelitian ini penulis berterima kasih kepada IAIN Madura yang memberi kesempatan untuk malakukan penelitian ini dan BPS yang telah meberikan Akses dalam Pengambilan data penelitian serta Universitas Jambi Khususnya Prodi Matematika yang telah memberi kesempatan untuk memberikan kesempatan publikasi artikel penelitian ini.

Daftar Rujukan

- [1] A. R. Anandayani, A. Indrasetianingsih, and F. Fitriani, “Intervensi Multi Input Untuk Memprediksi Kurs Rupiah Menjaga Stabilitas Ekonomi Pada Masa Pandemi Covid-19 Universitas PGRI Adi Buana Surabaya , Indonesia” vol. 7, no. 2, pp. 139–151, 2022.
- [2] D. I. Budiarti, G. Kholijah, S. Yurinanda, and B. Mardhotillah, “Multi Proximity: Jurnal Statistika Universitas Jambi Prediksi Harga Cabai Rawit Hijau di Kota Jambi Menggunakan Rantai Markov Price Prediction of Green Cayenne Pepper in Kota Jambi Using Markov Chain Pendahuluan Harga merupakan suatu dimensi bagi konsume,” vol. 2, no. 1, 2023.
- [3] N. Annisa and T. Nirmala, “Analisis Exchange Market Pressure Di Indonesia,” *E-journal Field of Economics, Business and Entrepreneurship*, vol. 1, no. 3, pp. 196–209, 2022, doi: 10.23960/efebe.v1i3.41.
- [4] S. M. Damayanti, “Analisis Pengaruh Variabel-Variabel Makroekonomi Terhadap Tingkat Pengembalian Di Pasar Modal Hasil Estimasi OLS, GLS, dan MLE,” *Binus Business Review*, vol. 5, no. 1, pp. 267–277, 2014.
- [5] F. R. Azmi, “Pengaruh Jumlah Uang Beredar, Suku Bunga, Nilai Tukar dan Harga Minyak Dunia terhadap Inflasi di Indonesia periode 2016-2020.,” *Diploma thesis, Politeknik Harapan Bersama Tegal.*, 2021.
- [6] N. Deviana, “Analisis Pengaruh Suku Bunga Sbi, Suku Bunga Kredit Dan Nilai Tukar Terhadap Inflasi Di Indonesia Periode Tahun 2006-2012,” *Jurnal Ekonomi Pembangunan*, vol. 12, no. 2, pp. 81–91, 2014.
- [7] S. Eksiandayani, “Pemodelan Peramalan Inflasi Umum dan Inflasi Menurut Kelompok Pengeluaran di Indonesia dengan Metode Hibrida Arimax-NN,” *Institut Teknologi Sepuluh Nopember*, 2016.
- [8] A. M. Ginting, “Analisis Faktor-Faktor Yang Mempengaruhi Inflasi: Studi Kasus Di Indonesia Periode Tahun 2004-2014,” *Jurnal Kajian*, vol. 21, no. 1, pp. 37–58, 2016.
- [9] R. Hapsari, *Pengembangan Ramalan Interval pada Model GSTARX untuk Peramalan Indeks Harga Konsumen Kelompok Bahan Makanan*. 2017.
- [10] A. Hudaya, “Analisis kurs, jumlah uang beredar, dan suku bunga sbi terhadap inflasi di indonesia periode 2001 – 2010,” *Jurnal Bisnis dan Manajemen*, 2011.

- [11] H. Iksari, “Determinan inflasi (pendekatan klasik),” *Thesis. Program Pascasarjana Universitas Diponegoro: Semarang*, no. September, 2005.
- [12] P. Keumala Sari, E. Pembangunan Fakultas Ekonomi dan Bisnis Universitas Syiah Kuala, and B. Aceh, “Identifikasi Penyebab Krisis Moneter Dan Kebijakan Bank Sentral Di Indonesia: Kasus Krisis Tahun,” *JIM) Ekonomi Pembangunan Fakultas Ekonomi dan Bisnis Unsyiah*, vol. 1, no. 2, pp. 377–388, 2016.
- [13] Mira, R. Rahardian, and A. Zulham, “Dampak Kenaikan Harga BBM Terhadap Kinerja Sektor” *Jurnal Sosial Ekonomi Kelautan dan Perikanan*, vol. 9, pp. 169–183, 2014.
- [14] F. E. Mokorimban, N. Nainggolan, and Y. A. R. Langi, “Penerapan Metode Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA) dalam Model Intervensi Fungsi Step terhadap Indeks Harga Konsumen di Kota Manado,” *d’Cartesian Jurnal Matematika dan Aplikasi*, vol. 10, no. 2, pp. 91–99, 2021.
- [15] R. Mutia, “Analisis pengaruh kurs, PDB dan tingkat inflasi terhadap ekspor Indonesia ke negara ASEAN (studi pada negara Malaysia, Singapura, Filipina, dan Thailand),” pp. 1–67, 2015.
- [16] P. W. Novianti and Suhartono, “Permodelan indeks harga konsumen Indonesia,” *Buletin Ekonomi Moneter dan Perbankan*, vol. 12, no. 1, pp. 83–104, 2010.
- [17] F. Nuryana, “Pemodelan Data Deret Waktu Dengan Self Exciting Treshold Autoregressive (SETAR) Dan Perubahan Struktur-Modelling Time Series Data With Self Exciting Treshold Autoregressive (SETAR) And Structural Change,” 2020.
- [18] R. Prabowo and M. Ikhsan, “Efektivitas Kredibilitas Bank Sentral terhadap Inflasi bagi Produsen dan Konsumen di Indonesia Effectiveness of Central Bank Credibility on Inflation for Producers and Consumers in Indonesia,” *Jurnal Ekonomi dan Pembangunan Indonesia*, vol. 20, no. 2, pp. 174–196, 2020, doi: 10.21002/jepi.2020.11.
- [19] R. Prabowo and M. Ikhsan, “Efektivitas Kredibilitas Bank Sentral terhadap Inflasi bagi Produsen dan Konsumen di Indonesia,” *Jurnal Ekonomi dan Pembangunan Indonesia*, vol. 20, no. 2, pp. 174–196, 2020, doi: 10.21002/jepi.v20i2.1219.
- [20] T. E. Pratiwi, “Terhadap Dollar Amerika (Usd) Pada Sistem Kurs Mengambang Bebas,” *Analisis Perilaku Kurs Rupiah (Idr) Terhadap Dollar Amerika (Usd) Pada Sistem Kurs Mengambang Bebas Di Indonesia Periode 1997.3 – 2011.4 (Aplikasi Pendekatan Keynesian Sticky Price Model)*, vol. 4, 2012.
- [21] S. E. E. Profile, “Inflasi dan Kebijakan Moneter Bank Indonesia (Contoh Template Tugas) Inflasi dan Kebijakan Moneter Bank Indonesia (Contoh Template Tugas) Anisa Nur Chairiyah Pascasarjana UIN Bandung Abstrak Banyak orang merasakan bahwa harga barang dan jasa kebutuhan,” no. February, 2023.
- [22] N. R. Retnasih, G. Agustin, and D. Wulandari, “Analisis Guncangan Eksternal Terhadap Indikator Moneter dan Makro Ekonomi Indonesia,” *Jurnal Ekonomi dan Ekonomi Studi Pembangunan*, vol. 8, no. 2, pp. 101–113, 2016, doi: 10.17977/um002v8i22016p101.
- [23] I. Tia, K. Rika, and H. Hikmatul, “Analisis Kinerja Bank Indonesia Sebagai Stabilitor Inflasi Dan Kurs Rupiah Di Bidang Moneter,” *Journal of Chemical Information and Modeling*, vol. 53, no. 9, pp. 1689–1699, 2013.
- [24] N. Surjaningsih, G. A. D. Utari, and B. Trisnanto, “Dampak Kebijakan Fiskal Terhadap Output Dan Inflasi,” *Buletin Ekonomi Moneter dan Perbankan*, vol. 14, no. 4, pp. 389–420, 2012, doi: 10.21098/bemp.v14i4.365.