



Pengaruh Harga Pangan terhadap Inflasi dengan Metode *Vector Autoregressive Integrated Moving Average*

Salsabila Pratiwi*

Prodi Statistika, Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam, Universitas Islam Bandung, Indonesia.

ARTICLE INFO

Article history :

Received : 02/09/2023

Revised : 12/09/2023

Published : 24/12/2023



Creative Commons Attribution-
NonCommercial-ShareAlike 4.0
International License.

Volume : 3

No. : 2

Halaman : 87 - 96

Terbitan : **Desember 2023**

ABSTRAK

Metode Vector Autoregressive Integrated Moving Average (VARIMA) merupakan salah satu metode peramalan menggunakan data time series multivariat dengan memperhatikan hubungan antar variabel endogen dan menghasilkan lag optimal untuk membentuk model VARIMA. Namun di dalam model VARIMA mempunyai syarat bahwa data yang digunakan harus bersifat stasioner. Jika data tidak stasioner maka perlu dilakukan beberapa proses kestasioneran terlebih dahulu. Data yang digunakan pada penelitian ini adalah data harga pangan dan data inflasi DKI Jakarta. Pada penelitian ini akan dilihat bagaimana hubungan diantara harga pangan dan inflasi umum di DKI Jakarta dengan metode VARIMA. Model peramalan yang sesuai dan dapat digunakan dalam mengetahui hubungan diantara variabel harga pangan dan inflasi umum di DKI Jakarta yaitu model VARIMA (1,1,0). Hasil dari pengujian kausalitas granger ialah terdapat hubungan kausalitas pada variabel cabai rawit dengan inflasi umum, akan tetapi pada variabel harga pangan lain yaitu beras dan minyak goreng tidak terdapat hubungan kausalitas dengan inflasi umum. Dengan kata lain, hanya variabel cabai rawit yang mempengaruhi inflasi umum di DKI Jakarta.

Kata Kunci : *Harga Pangan; Inflasi Umum; Kausalitas.*

ABSTRACT

Vector Autoregressive Integrated Moving Average (VARIMA) method is one of the forecasting methods using multivariate time series data with regard to the relationship between endogenous variables and produce optimal lag to form a VARIMA model. However, in the VARIMA model has a requirement that the data used must be stationary. If the data is not stationary then it is necessary to do some stationarity process first. The Data used in this study is data on food prices and inflation data DKI Jakarta. In this study will be seen how the relationship between food prices and general inflation in Jakarta with VARIMA method. Forecasting Model that is appropriate and can be used to determine the relationship between food price variables and general inflation in DKI Jakarta is VARIMA model (1,1,0). The results of the granger causality test is that there is a causal relationship between cayenne pepper variables and general inflation, but in other food price variables, namely rice and cooking oil, there is no causal relationship with general inflation. In other words, only cayenne pepper variables that affect general inflation in Jakarta.

Keywords : *Food Prices; General Inflation; Causality.*

@ 2023 Jurnal Riset Statistika, Unisba Press. All rights reserved.

A. Pendahuluan

Dalam analisis multivariat, model yang biasa dipergunakan yaitu model *Vector Autoregressive Integrated Moving Average* (VARIMA) [1]. Metode VARIMA dapat digunakan dalam menganalisis terkait hubungan yang terdapat diantara variabel-variabel dalam konteks ekonomi, karena pada model ekonometrika biasanya terdiri berdasarkan hubungan antar variabel, sehingga mampu menangkap serta menjelaskan fenomena ekonomi yang terjadi dengan baik.

Dalam VARIMA, hubungan antara variabel saling diperhitungkan, sehingga menghasilkan prediksi yang lebih akurat. Model VARIMA sendiri hampir sama dengan model VARMA, yang membedakan yaitu VARIMA adalah model VARMA dengan tambahan integrasi. Integrasi digunakan untuk menangani data yang tidak stasioner. Singkatnya, VARMA digunakan untuk data yang stasioner, sedangkan VARIMA digunakan untuk data yang tidak stasioner karena memungkinkan untuk dilakukan differencing data [2].

Dalam aspek perekonomian, harga pangan di Indonesia kerap mengalami kenaikan harga. Fenomena kenaikan harga secara umum disebabkan karena tidak sinkronnya antara program pengadaan komoditi seperti produksi barang dan penentuan harga dengan tingkat pendapatan yang dimiliki masyarakat, sehingga menimbulkan inflasi. Menurut Bank Indonesia, terjadinya inflasi dapat disebabkan oleh faktor yang berasal dari sisi penawaran ataupun yang bersifat kejutan (*shocks*) seperti kenaikan harga pangan dikarenakan adanya gangguan panen atau bencana alam [3].

Harga pangan yang dikonsumsi masyarakat walaupun kenaikannya tidak besar, namun dalam kurun waktu yang cukup panjang perubahan harga tersebut akan terasa nyata dan besar bagi masyarakat. Ketika harga pangan naik, biaya hidup masyarakat juga akan meningkat, akibatnya laju inflasi dapat meningkat. Sebaliknya, ketika harga pangan turun, biaya hidup masyarakat cenderung menurun, sehingga dapat membantu menekan laju inflasi. Dampak perubahan harga pangan terhadap inflasi dapat bervariasi tergantung pada berbagai faktor lainnya, seperti kebijakan pemerintah dalam mengatur harga pangan, stabilitas ekonomi secara keseluruhan, dan faktor-faktor global seperti perubahan cuaca atau masalah kesehatan tanaman. Oleh karena itu, untuk mengelola laju inflasi di Indonesia, pemerintah perlu memperhatikan fluktuasi harga pangan dan faktor-faktor lainnya yang mempengaruhi harga dan pasokan pangan.

Berdasarkan latar belakang yang telah diuraikan, maka perumusan masalah dalam penelitian ini sebagai berikut: (1) Bagaimana prosedur dalam menentukan model VARIMA untuk data harga pangan dan inflasi umum di DKI Jakarta; (2) Bagaimana implementasi model VARIMA untuk peramalan harga pangan dan inflasi umum di DKI Jakarta; (3) Apakah harga pangan berpengaruh signifikan terhadap inflasi di DKI Jakarta?". Selanjutnya, tujuan dalam penelitian ini diuraikan dalam pokok-pokok sbb. (a) Memodelkan VARIMA untuk data harga pangan dan inflasi umum di DKI Jakarta., (b) Mengetahui implementasi model VARIMA untuk peramalan harga pangan dan inflasi umum di DKI Jakarta, (c) Untuk mengetahui apakah harga pangan berpengaruh signifikan terhadap inflasi di DKI Jakarta.

B. Metode Penelitian

Metode Pengumpulan Data

Dalam penelitian ini penulis menggunakan data sekunder. Data yang digunakan adalah data harga pangan di DKI Jakarta yang bersumber dari laman Open Data DKI Jakarta (<https://data.jakarta.go.id/>) [4], dan data inflasi DKI Jakarta yang bersumber dari Badan Pusat Statistik (BPS) [5]. Data yang digunakan: harga beras, harga minyak goreng, harga cabai rawit, inflasi

Metode Analisis Data

Analisis *Time Series*

Analisis deret waktu (*time series*) ialah penelitian yang menggunakan data yang didasarkan pada waktu dan ada korelasi antara data periode saat ini dan periode sebelumnya [6]. Artinya, kejadian saat ini juga dipengaruhi oleh kejadian pada periode sebelumnya. Analisis deret waktu multivariat biasanya digunakan untuk memodelkan dan menjelaskan interaksi temporal diantara beberapa variabel deret waktu [1].

Model Vector Autoregressive Integrated Moving Average (VARIMA)

Model VARIMA adalah model deret waktu multivariat yang merupakan pengembangan dari *Autoregressive Integrated Moving Average* (ARIMA). Keuntungan dari model ini adalah dapat menggambarkan data yang melibatkan lebih dari satu variabel dan juga apabila data telah melalui proses *first differencing* untuk menghasilkan data yang stasioner. Secara umum, model VARIMA dapat ditulis dalam persamaan berikut [1]:

$$Z_t = \Phi_1 Z_{t-1} + \dots + \Phi_p Z_{t-p} + a_t - \Theta_1 a_{t-1} - \dots - \Theta_q a_{t-q}$$

atau

$$\Phi_p(B)(I - IB)^d Z_t = \Theta_q(B)a_t \tag{1}$$

Keterangan:

- Z_t = Vektor pengamatan $(Z_{1,t}, Z_{2,t}, \dots, Z_{n,t})$ berukuran $(n \times 1)$ yang berisi n variabel dalam waktu t
- $\Phi_p(B)$ = Matriks parameter autoregressive (AR)
- Θ_q = Matriks parameter moving average (MA) $(I - IB)^d$ = Matriks operator differencing
- a_t = Vektor sisaan $(a_{1t}, a_{2t}, \dots, a_{nt})$

Uji Stasioneritas

Uji stasioneritas dalam data deret waktu digunakan untuk menyatakan bahwa nilai variabel tidak berubah seiring waktu. Data dikatakan stasioner dalam rata-rata jika nilai rata-ratanya tidak berubah dari waktu ke waktu (data stabil) [7]. Data yang stasioner tidak terdapat pengaruh tren dan musiman [8]. Untuk melihat stasioneritas data dengan mudah dapat dengan membuat grafik atau plot time series. Data yang tidak stasioner pada tingkat level perlu dilakukan differential untuk memperbaiki non-stasioner [9].

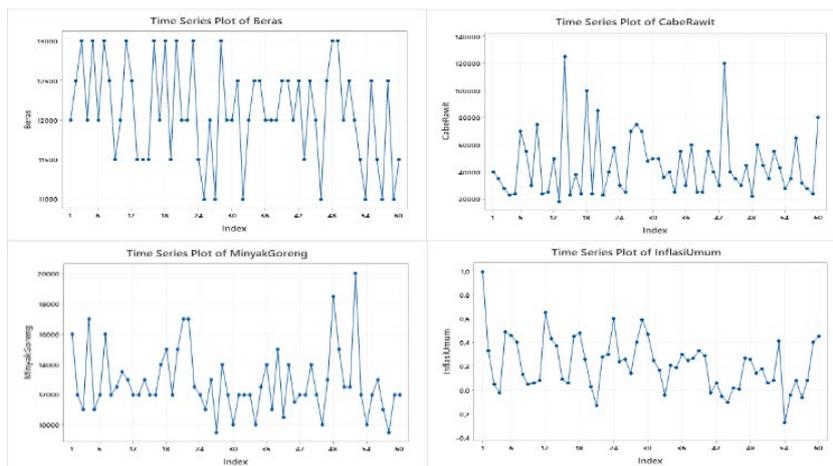
C. Hasil dan Pembahasan

Analisis Deskriptif

Tabel 1. Statistika Deskriptif Harga Pangan dan Inflasi Umum di DKI Jakarta

Variabel	Jumlah Data	Mean	Standar Deviation	Minimum	Maximum
Beras	60	12.100	630	11.000	13.000
Cabai Rawit	60	44.967	23.574	18.000	125.000
Minyak Goreng	60	12.808	2.157	9.500	11.736
Inflasi Umum	60	0,22	0,22	-0,27	0,99

Dari hasil diatas dapat diketahui bahwa rata-rata nilai harga beras sebesar 12.100 rupiah dengan nilai harga beras tertinggi yaitu sebesar 13.000 rupiah dan terendah sebesar 11.000 rupiah, rata-rata nilai harga cabai rawit sebesar 44.967 rupiah dengan nilai harga cabai rawit tertinggi yaitu sebesar 125.000 rupiah dan terendah sebesar 18.000 rupiah, rata-rata nilai harga minyak goreng sebesar 12.808 dengan nilai harga minyak goreng tertinggi yaitu sebesar 11.736 rupiah dan terendah sebesar 9.500 rupiah, lalu yang terakhir yaitu rata-rata nilai inflasi umum sebesar 0,22 dengan nilai inflasi umum tertinggi yaitu sebesar 0,99 dan terendah sebesar -0,27. Grafik data Harga Pangan dan Inflasi Umum bulanan di DKI Jakarta ditampilkan dalam bentuk plot time series adalah seperti pada gambar berikut:



Gambar 1. Plot *Time Series* Harga Pangan dan Inlasi Umum

Dilihat dari gambar diatas, harga pangan dan inflasi umum diketahui terdapat gejala bahwa data tidak stasioner dan berfluktuatif.

Identifikasi Model

Pada bagian identifikasi model ini peneliti menggunakan data harga pangan dan inflasi umum yang telah diaplikasikan fungsi *Logaritma Natural (Ln)*. Mengaplikasikan fungsi *Logaritma Natural (Ln)* pada data tujuannya agar dapat mengurangi varians yang tidak konstan atau heteroskedastisitas, sehingga model akan lebih stabil [10].

Uji Stasioner Data

Berikut ini pengujian hipotesis dengan melakukan *Augmented Dickey-Fuller Test* pada tingkat level untuk keempat variabel dengan menggunakan $\alpha = 0,05$. Hasil dari pengujian *Augmented Dickey-Fuller Test* untuk masing-masing variabel terdapat dalam Tabel 2.

Tabel 2. Uji Dickey-Fuller

Dickey-Fuller Unit Root Tests		
Variable	Dickey Fuller	P-Value
Beras	-2.8594	0.23
Minyak Goreng	-0.0818	0.99
Cabai Rawit	-3.7993	0.02
Inflasi Umum	-4.151	0.01

Ket: Data stasioner jika P-Value < 0.05

Nilai *P-Value* yang dihasilkan untuk variabel Beras adalah sebesar 0.23 dan variabel Minyak Goreng sebesar 0.99. Angka tersebut lebih besar jika dibandingkan dengan $\alpha = 0.05$, sehingga dapat disimpulkan bahwa data tersebut belum stasioner dalam rata-rata. Oleh karena itu perlu dilakukan differencing pada variabel tersebut.

Tabel 3. Uji Dickey-Fuller Setelah *Differencing*

Dickey-Fuller Unit Root Tests		
Variable	Dickey Fuller	P-Value
Δ^1 Beras	-4.0247	0.01
Δ^1 Minyak Goreng	-5.4516	0.01
Cabai Rawit	-4.6476	0.02
Inflasi Umum	1.9549	0.01

Nilai *P-Value* yang dihasilkan pada variabel Beras dan Minyak Goreng sudah lebih kecil jika dibandingkan dengan $\alpha = 5\%$, sehingga dapat disimpulkan bahwa data sudah stasioner dalam rata-rata setelah di differencing satu kali.

Penentuan Model VARIMA

MACF dan MPACF sampai dengan lag 10 tercantum pada lampiran 8. Dengan ukuran sampel $n = 60$ diperoleh nilai $se(p_{ij}(k)) = 2 \times \sqrt{\frac{1}{60-1}} = \pm 0,1302$. Simbol (+) jika nilai $\hat{\rho}_{ij} > 0,1302$ dan menunjukkan adanya hubungan korelasi positif, simbol (-) menunjukkan bahwa nilai $\hat{\rho}_{ij} < -0,1302$ dan menunjukkan adanya hubungan negatif, sedangkan simbol (.) menunjukkan bahwa nilai $-0,1302 < \hat{\rho}_{ij} < 0,1302$ kali dari nilai *standar error* dan tidak terdapat hubungan korelasi. Berikut merupakan skema matriks korelasi silang Matrix *Autocorrelation Function* (MACF) dan Matrix *Partial Autocorrelation Function* (MPACF) dari lag 0 sampai dengan lag 10.

Tabel 4. Skematik Plot MACF Harga Pangan dan Inflasi Umum Setelah *Differencing*

<i>Schematic Representation of Cross Correlations</i>											
Variabel/ Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
<i>ln</i> Beras	+...	-...-+	...
<i>ln</i> Minyak Goreng	.+..	.-..	.+..	.-..	.+.-	.-..	.+..	---..	+...	-...	...-
<i>ln</i> Cabai Rawit	..+.--	.-..	.+..
Inflasi Umum	...+	..-.	...-	...-

Tabel 5. Skematik Plot MPACF Harga Pangan dan Inflasi Umum Setelah *Differencing*

<i>Schematic Representation of Partial Cross Correlations</i>										
Variabel/Lag	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
<i>ln</i> Beras	-...
<i>ln</i> Minyak Goreng	.-..
<i>ln</i> Cabai Rawit+..
Inflasi Umum+.	...-	...--..

Dari tabel menunjukkan simbol (+) dan (-) signifikan pada lag 0 dan 1 sehingga diduga model VARIMA untuk orde MA (q) memuat angka-angka pada lag tersebut. Kemudian dari tabel 6 diatas menunjukkan simbol (-) signifikan pada lag 1, sehingga diduga model VARIMA untuk orde AR (p) memuat pada angka dari lag tersebut. Dari kedua tabel diatas diduga model yang terbentuk adalah VARIMA berorde (1,1,0) dan (1,1,1).

Dikarenakan terdapat lebih dari satu model maka untuk memastikan model yang akan digunakan yaitu dengan dilakukan penghitungan nilai AIC untuk masing-masing model yang mungkin terbentuk.

Tabel 6. *Minimum Information Criterion*

Lag	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4
AR 0	-12,167	-12,117	-11,715	-11,290	-10,783
AR 1	-12,515	-12,091	-11,626	-10,972	-10,136
AR 2	-12,125	-11,597	-10,804	-10,003	-9,007
AR 3	-11,619	-10,954	-9,975	-8,873	-7,457
AR 4	-11,025	-10,264	-9,234	-7,917	-6,146

Berdasarkan tabel diatas diketahui bahwa AR(1) dan MA(0) merupakan orde yang memiliki nilai AIC terkecil. Sehingga model dugaan yang diperoleh adalah VARIMA(1,1,0).

Estimasi dan Signifikansi Parameter

Pengujian parameter untuk mengetahui signifikansi dari setiap parameter terhadap model, pengujian yang dilakukan yaitu dengan menggunakan uji t.

Dengan kriteria uji tolak H_0 jika $|t| > t_{\alpha/2, (n-np)}$ atau nilai p-value $< \alpha$, dengan menggunakan $\alpha=0,05$. Parameter dikatakan signifikan jika nilai $|t| > t_{\alpha/2, (n-p-1)}$ (2,00) atau nilai $p - value < 0,05$. Dari hasil estimasi parameter diketahui bahwa hanya terdapat 3 parameter yang signifikan pada taraf signifikan 5% yaitu pada variabel beras terhadap beras, cabai rawit terhadap beras, dan minyak goreng terhadap minyak goreng.

Menurut Armstrong menjelaskan bahwa parameter yang tidak signifikan tetap dapat digunakan untuk melakukan peramalan, sehingga dalam penelitian ini parameter model VARIMA (1,1,0) yang tidak signifikan tetap digunakan. Penaksiran untuk parameter VARIMA (1,1,0) dapat ditampilkan dalam bentuk matriks sebagai berikut [11]:

$$(\mathbf{I}-\Phi\mathbf{B})(\mathbf{I}-\mathbf{B})\mathbf{Z}_t = \alpha + \varepsilon_t$$

$$\left(\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} -0,38 & -0,05 & 0,05 & 0,01 \\ -0,03 & -0,69 & -0,01 & 0,00 \\ -0,02 & -0,27 & -0,04 & 0,07 \\ 0,59 & 0,65 & -0,83 & -0,10 \end{bmatrix} \mathbf{B} \right) \begin{bmatrix} (1-B)Z_{1,t} \\ (1-B)Z_{2,t} \\ (1-B)Z_{3,t} \\ (1-B)Z_{4,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,02 \\ 0,01 \\ -0,01 \\ -0,02 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \varepsilon_3 \\ \varepsilon_4 \end{bmatrix}$$

Dari persamaan matriks diatas, diperoleh model seperti berikut:

$$\begin{aligned} \Delta Z_{1,t} &= 0,02 + 0,62 \Delta Z_{1,t-1} + 0,48 \Delta Z_{1,t-2} - 0,05 \Delta Z_{2,t-1} + 0,05 \Delta Z_{2,t-2} \\ &\quad + 0,05 Z_{3,t-1} - 0,05 Z_{3,t-2} + 0,01 Z_{4,t-1} - 0,01 Z_{4,t-2} + \varepsilon_1 \\ \Delta Z_{2,t} &= 0,01 - 0,03 \Delta Z_{1,t-1} + 0,03 \Delta Z_{1,t-2} + 0,31 \Delta Z_{2,t-1} + 0,69 \Delta Z_{2,t-2} \\ &\quad - 0,01 Z_{3,t-1} + 0,01 Z_{3,t-2} + \varepsilon_2 \\ Z_{3,t} &= -0,01 - 0,02 \Delta Z_{1,t-1} + 0,02 \Delta Z_{1,t-2} - 0,27 \Delta Z_{2,t-1} + 0,27 \Delta Z_{2,t-2} \\ &\quad + 0,96 Z_{3,t-1} + 0,04 Z_{3,t-2} + 0,07 Z_{4,t-1} - 0,07 Z_{4,t-2} + \varepsilon_3 \\ Z_{4,t} &= -0,02 + 0,59 \Delta Z_{1,t-1} - 0,59 \Delta Z_{1,t-2} + 0,65 \Delta Z_{2,t-1} - 0,65 \Delta Z_{2,t-2} \\ &\quad - 0,83 Z_{3,t-1} + 0,83 Z_{3,t-2} + 0,9 Z_{4,t-1} + 0,1 Z_{4,t-2} + \varepsilon_4 \end{aligned}$$

Berikut merupakan interpretasi untuk model diatas : Beras ($\Delta Z_{1,t}$). (a) Konstanta sebesar 0,02 → Apabila perubahan harga beras, minyak goreng, cabai rawit, dan inflasi umum pada satu dan dua periode sebelumnya sebesar 0, maka perubahan harga beras pada waktu t adalah sebesar 0,02. (b) Nilai $0,62 \Delta Z_{1,t-1}$ dan $0,48 \Delta Z_{1,t-2}$ → Apabila perubahan harga beras pada satu dan dua bulan lalu meningkat satu rupiah, maka akan menyebabkan perubahan harga beras pada waktu t meningkat sebesar 0,62 dan 0,48 rupiah. (c) Nilai $-0,05 \Delta Z_{2,t-1}$ dan $0,05 \Delta Z_{2,t-2}$ → Apabila perubahan harga minyak goreng pada satu dan dua bulan lalu meningkat satu rupiah, maka akan menyebabkan perubahan harga beras pada waktu t menurun sebesar 0,05 dan meningkat sebesar 0,05 rupiah. (d) Nilai $0,05 Z_{3,t-1}$ dan $-0,05 Z_{3,t-2}$ → Apabila perubahan harga cabai rawit pada satu dan dua bulan lalu meningkat satu rupiah, maka akan menyebabkan perubahan harga beras pada waktu t meningkat sebesar 0,05 dan menurun sebesar 0,05 rupiah. (e) Nilai $0,01 Z_{4,t-1}$ dan $-0,01 Z_{4,t-2}$ → Apabila angka inflasi pada satu dan dua bulan lalu meningkat satu persen, maka akan menyebabkan perubahan harga beras pada waktu t meningkat sebesar 0,01 dan menurun sebesar 0,01 rupiah, begitu juga seterusnya untuk variabel Minyak Goreng, Cabai Rawit, dan Inflasi Umum.

Pengujian Asumsi Residual

Pengujian white noise dengan menggunakan uji portmanteau untuk menguji signifikansi secara keseluruhan pada autokorelasi residual. Didapatkan hasil uji portmanteau sebagai berikut:

Tabel 7. Portmanteau Test

Lag	DF	P-Value
2	16	0,2637
3	32	0,2708

Tabel 7. Portmanteau Test (lanjutan)

Lag	DF	P-Value
4	48	0,3346
5	64	0,5174
6	80	0,3239
7	96	0,3609
8	112	0,1248
9	128	0,1634
10	144	0,2323

Berdasarkan hasil tabel diatas dapat dilihat bahwa semua lag memiliki nilai $p - value > 0,05$ sehingga dapat dikatakan bahwa residual sudah memenuhi asumsi *white noise*.

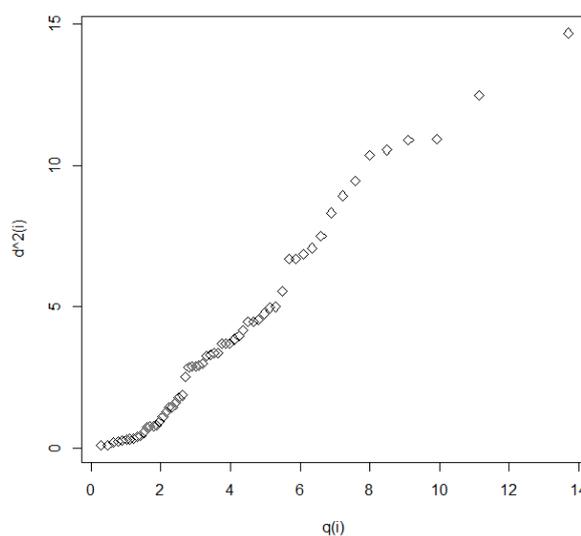
Pengujian asumsi residual *white noise* juga dapat dilakukan dengan menggunakan plot MACF residual. Berikut merupakan plot MACF residual:

Tabel 8. Skematik Plot MACF Residual

Variabel/Lag	Schematic Representation of Cross Correlations										
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
<i>ln</i> Beras	+...
<i>ln</i> Minyak Goreng	.+..	+...+..
<i>ln</i> Cabai Rawit	..+.-
Inflasi Umum	...++-

Dari tabel diatas dapat diketahui bahwa simbol (+) dan (-) hanya berada pada beberapa lag saja yaitu pada lag 0,2,3,6, yang artinya untuk lag lainnya tidak signifikan dan tidak memiliki pola tertentu, sehingga dapat dikatakan bahwa residual sudah memenuhi asumsi *white noise*.

Setelah itu kemudian mengecek asumsi distribusi residual normal multivariat dengan melihat plot multivariat normal agar model terbaik layak dipilih untuk digunakan. Asumsi dapat dikatakan memenuhi apabila garis terbentuk berpola garis lurus. Berikut ini merupakan bentuk plot multivariat normal yang didapat:



Gambar 2. Plot Multivariat Normal Residual Model

Dari gambar diatas dapat diketahui bahwa garis pada plot multivariat normal cenderung membentuk garis lurus, dengan nilai proporsi residual di^2 yang kurang dari $X_{0,5,4}^2$ ada sebanyak 0,5333333 atau 53,33%. Angka tersebut telah melebihi dari 50% maka dapat disimpulkan bahwa residual telah memenuhi asumsi normal multivariat.

Peramalan

Untuk memastikan kebaikan dan keakuratan hasil ramalan berdasarkan data pada model yang didapat dapat dilakukan dengan menggunakan *Mean Absolute Percentage Error* (MAPE). Semakin kecil nilai MAPE maka semakin dekat hasil peramalan dengan nilai aktualnya. Berikut hasil MAPE yang di dapat:

Tabel 9. Nilai MAPE

	Beras	Minyak Goreng	Cabai Rawit	Inflasi Umum
MAPE	2,9%	6,7%	25,6%	45,2%

Dari hasil perhitungan menggunakan *software excel* maka diperoleh nilai MAPE pada harga Beras dan Minyak Goreng < 10 %, hal ini menunjukkan bahwa estimasi model yang diperoleh memberikan hasil peramalan yang sangat akurat. Kemudian untuk nilai MAPE pada harga Cabai Rawit dan Inflasi Umum < 50 %, hal ini menunjukkan bahwa estimasi model yang diperoleh memberikan hasil peramalan yang cukup akurat. Sehingga dapat disimpulkan bahwa estimasi model Harga Pangan dan Inflasi Umum dapat digunakan dalam peramalan.

Berdasarkan model yang telah diperoleh dan telah memenuhi asumsi untuk digunakan dalam meramalkan harga pangan dan inflasi umum di DKI Jakarta pada periode 1 Januari – 1 Desember 2022. Berikut hasil peramalan harga pangan dan inflasi umum di DKI Jakarta:

Tabel 10. Hasil Peramalan Harga Pangan dan Inflasi Umum di DKI Jakarta

Periode	Peramalan			
	Beras	Minyak Goreng	Cabai Rawit	Inflasi Umum
Januari 2022	13095	18770	50514	0,21
Februari 2022	12708	19732	48050	0,23
Maret 2022	12836	19341	47572	0,24
April 22	12708	19732	47099	0,23
Mei 2022	12836	19732	46166	0,24
Juni 2022	12836	20131	45707	0,23
Juli 2022	12836	20131	45252	0,23
Agustus 2022	12836	20333	44356	0,23
September 2022	12836	20537	43915	0,23
Oktober 2022	12836	20744	43478	0,23
November 2022	12836	20744	43045	0,23
Desember 2022	12836	20952	42193	0,23

Berikut adalah hasil peramalan harga pangan dan inflasi umum di DKI Jakarta pada data ke – 61 secara manual dengan model VARIMA(1,1,0) :

$$\begin{aligned} \Delta Z_{1,61} &= 0,02 + 0,62(9,4) + 0,48(9,5) - 0,05(9,9) + 0,05(9,8) + 0,05(10,9) \\ &= -0,05 (10) + 0,01 (-0,8) - 0,01 (-0,9) + \varepsilon_1 \\ &= 9,47 \end{aligned}$$

Dikembalikan ke data asli $\rightarrow e^{(9,47)} = 12965$. Sehingga nilai peramalan harga beras pada bulan Januari 2023 yaitu sebesar 12.965 rupiah.

$$\begin{aligned} \Delta Z_{2,61} &= 0,01 - 0,03(9,4) + 0,03(9,5) + 0,31(9,9) + 0,69(9,8) \\ &\quad - 0,01(10,9) + 0,01(10) + \varepsilon_2 \\ &= 9,84 \end{aligned}$$

Dikembalikan ke data asli $\rightarrow e^{(9,84)} = 18770$. Sehingga nilai peramalan harga minyak goreng pada bulan Januari 2023 yaitu sebesar 18.770 rupiah.

$$\begin{aligned} Z_{3,61} &= -0,01 - 0,02(9,4) + 0,02(9,5) - 0,27(9,9) + 0,27(9,8) + 0,96(10,9) \\ &\quad + 0,04(10) + 0,07(-0,8) - 0,07(-0,9) + \varepsilon_3 \\ &= 10,84 \end{aligned}$$

Dikembalikan ke data asli $\rightarrow e^{(10,84)} = 51021$. Sehingga nilai peramalan harga cabai rawit pada bulan Januari 2023 yaitu sebesar 51.021 rupiah.

$$\begin{aligned} Z_{4,61} &= -0,02 + 0,59(9,4) - 0,59(9,5) + 0,65(9,9) - 0,65(9,8) - 0,83(10,9) \\ &\quad + 0,83(10) + 0,9(-0,8) + 0,1(-0,9) + \varepsilon_4 \\ &= -1,57 \end{aligned}$$

Dikembalikan ke data asli $\rightarrow e^{(-1,57)} = 0,21$. Sehingga nilai peramalan inflasi umum pada bulan Januari 2023 yaitu sebesar 0,21.

Berdasarkan hasil hitungan manual diatas dapat dikatakan bahwa hasil peramalan yang diperoleh tidak berbeda jauh dengan hasil perhitungan pada software SAS. Langkah yang sama dapat dilakukan untuk mendapatkan nilai peramalan di periode lainnya pada data Harga Pangan dan Inflasi Umum di DKI Jakarta.

Uji Kausalitas Granger

Setelah data dinyatakan stasioner dalam rata-rata, kemudian dilakukan pengujian kausalitas granger untuk mengetahui apakah terdapat hubungan diantara variabel-variabel yang digunakan. Model Kausalitas Granger dinyatakan dalam bentuk persamaan berikut:

$$\begin{aligned} (Inflasi\ Umum)_t &= \sum_{i=1}^n \alpha_i (Inflasi\ Umum)_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j (Beras)_{t-j} \\ (Beras)_t &= \sum_{i=1}^n \alpha_i (Beras)_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j (Inflasi\ Umum)_{t-j} \\ (Inflasi\ Umum)_t &= \sum_{i=1}^n \alpha_i (Inflasi\ Umum)_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j (Cabai\ Rawit)_{t-j} \\ (Cabai\ Rawit)_t &= \sum_{i=1}^n \alpha_i (Cabai\ Rawit)_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j (Inflasi\ Umum)_{t-j} \\ (Inflasi\ Umum)_t &= \sum_{i=1}^n \alpha_i (Inflasi\ Umum)_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j (Minyak\ Goreng)_{t-j} \\ (Minyak\ Goreng)_t &= \sum_{i=1}^n \alpha_i (Minyak\ Goreng)_{t-i} + \sum_{j=1}^n \beta_j (Inflasi\ Umum)_{t-j} \end{aligned}$$

Berikut disajikan hasil pengujian kausalitas granger :

Tabel 11. Hasil Uji Kausalitas Granger

Variabel	P-Value	Keterangan
Inflasi Umum-Beras	0,8333	Tidak terdapat hubungan kausalitas
Beras-Inflasi Umum	0,9517	Tidak terdapat hubungan kausalitas
Inflasi Umum-Cabai Rawit	0,1022	Tidak terdapat hubungan kausalitas
Cabai Rawit-Inflasi Umum	0,0415	Terdapat hubungan kausalitas
Inflasi Umum-Minyak Goreng	0,8987	Tidak terdapat hubungan kausalitas
Minyak Goreng-Inflasi Umum	0,5867	Tidak terdapat hubungan kausalitas

Berdasarkan hasil diatas dapat dilihat bahwa: (a) Inflasi Umum tidak signifikan mempengaruhi Beras dan juga Beras tidak signifikan mempengaruhi Inflasi Umum karena keduanya memiliki nilai $p - value > 0,05$. (b) Inflasi Umum tidak signifikan mempengaruhi Cabai Rawit karena nilai $p - value > 0,05$. Sedangkan Cabai Rawit signifikan mempengaruhi Inflasi Umum karena nilai $p - value < 0,05$ (terdapat hubungan satu arah). (c) Inflasi Umum tidak signifikan mempengaruhi Minyak Goreng dan juga Minyak Goreng tidak signifikan mempengaruhi Inflasi Umum karena keduanya memiliki nilai $p - value > 0,05$.

Maka dapat disimpulkan bahwa terdapat hubungan kausalitas satu arah pada variabel cabai rawit dengan inflasi umum. Akan tetapi pada variabel harga pangan lain yaitu beras dan minyak goreng tidak terdapat hubungan kausalitas dengan inflasi umum di DKI Jakarta.

D. Kesimpulan

Berdasarkan hasil dan pembahasan analisis yang telah dilakukan dapat diperoleh kesimpulan bahwa untuk memodelkan data harga pangan dan inflasi umum dengan metode VARIMA pada time series multivariate dapat dilakukan melalui pengujian stasioneritas, identifikasi model, estimasi dan signifikansi parameter, pengujian asumsi residual dengan uji white noise dan uji normal multivariate.

Pada data harga pangan dan inflasi umum di DKI Jakarta, diperoleh model peramalan yang sesuai dan dapat digunakan dalam mengetahui hubungan diantara variabel tersebut yaitu model VARIMA (1,1,0).

Hasil dari pengujian kausalitas granger pada model didapat kesimpulan bahwa terdapat hubungan kausalitas pada variabel cabai rawit dengan inflasi umum. Akan tetapi pada variabel harga pangan lain yaitu beras dan minyak goreng tidak terdapat hubungan kausalitas dengan inflasi umum. Sehingga dapat dikatakan bahwa hanya variabel cabai rawit yang mempengaruhi inflasi umum di DKI Jakarta.

Daftar Pustaka

- [1] W. W. S. Wei, *Time Series Analysis: Univariate and Multivariate Methods*, 2nd Edition. United States of America: Pearson Addison Wesley, 2006.
- [2] R. I. H. Pratama and D. R. S. Saputro, "Model Runtun Waktu Vector Autoregressive Moving Average With Exogenous Variable (VARMAX)," in *Prosiding KNPMP III 2018*, 2018, pp. 490–497.
- [3] Bank Indonesia, "Inflasi (Online)." Accessed: Dec. 11, 2023. [Online]. Available: <https://www.bi.go.id/id/fungsi-utama/moneter/inflasi/default.aspx>
- [4] Open Data DKI Jakarta, "Data Perkembangan Harga Eceran di Pasar Wilayah Provinsi DKI Jakarta Tahun 2017-2021 (Online)." Accessed: Dec. 11, 2023. [Online]. Available: <https://data.jakarta.go.id/>
- [5] Badan Pusat Statistik DKI Jakarta, "Data Inflasi Tahun 2017-2021 (Online)." Accessed: Dec. 11, 2023. [Online]. Available: <https://jakarta.bps.go.id/subject/3/inflasi.html>
- [6] H. Lütkepohl, *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Berlin, Heidelberg: Springer Berlin Heidelberg, 2005. doi: 10.1007/978-3-540-27752-1.
- [7] S. Makridakis, S. C. Wheelwright, and V. E. McGree, *Metode dan Aplikasi Peramalan*, vol. 1. 1999.
- [8] W. Enders, *Applied Econometrics Time Series*. New York: John Wiley & Sons, 2004.
- [9] D. N. Gujarati, *Basic Econometrics*, 4th Edition. New York: McGraw Hill, 2003.
- [10] D. N. Gujarati and D. C. Porter, *Dasar-Dasar Ekonometrika Buku 2*, 5th Edition. Jakarta: Salemba Empat, 2012.
- [11] T. S. Fadilah and A. Kudus, "Penerapan Metode Regresi Kernel Smoothing untuk Imputasi Data Lama Waktu Terinfeksi Covid-19," *Jurnal Riset Statistika*, pp. 51–60, Jul. 2023, doi: 10.29313/jrs.v3i1.1802.