IMPLEMENTASI MODEL VARIMA PADA HARGA SAHAM PT.BANK RAKYAT INDONESIA, TBK DAN PT. BANK CENTRAL ASIA, TBK.

SKRIPSI

OLEH
MARISKA PERMATA SARI
NIM. 15610009

PROGRAM STUDI MATEMATIKA
FAKULTAS SAINS DAN TEKNOLOGI
UNIVERSITAS ISLAM NEGERI MAULANA MALIK IBRAHIM
MALANG
2022

IMPLEMENTASI MODEL VARIMA PADA HARGA SAHAM PT. BANK RAKYAT INDONESIA, TBK DAN PT. BANK CENTRAL ASIA, TBK

SKRIPSI

Diajukan Kepada
Fakultas Sains dan Teknologi
Universitas Islam Negeri Maulana Malik Ibrahim Malang
untuk Memenuhi Salah Satu Persyaratan dalam
Memperoleh Gelar Sarjana Matematika (S.Mat)

Oleh
Mariska Permata Sari
NIM. 15610009

PROGRAM STUDI MATEMATIKA
FAKULTAS SAINS DAN TEKNOLOGI
UNIVERSITAS ISLAM NEGERI MAULANA MALIK IBRAHIM
MALANG
2022

IMPLEMENTASI MODEL VARIMA PADA HARGA SAHAM PT. BANK RAKYAT INDONESIA, TBK DAN PT. BANK CENTRAL ASIA, TBK

SKRIPSI

Oleh
Mariska Permata Sari
NIM. 15610009

Telah Disetujui Untuk Diuji

Malang, 7 Juni 2022

Dosen Pembimbing I	Dosen Pembimbing II
Dr. Sri Harini, M.Si	Mohammad Nafie Jauhari, M.Si
NIP. 19731014 200112 2 002	NIDT. 19870218 20160801 1 056

Mengetahui,
Ketua Program Studi Matematika

Dr. Elly Susanti, M.Sc
NIP. 19741129 200012 2 005

IMPLEMENTASI MODEL VARIMA PADA HARGA SAHAM PT. BANK RAKYAT INDONESIA, TBK DAN PT. BANK CENTRAL ASIA, TBK

SKRIPSI

Oleh
Mariska Permata Sari
NIM. 15610009

Telah Dipertahankan di Depan Dewan Penguji Skripsi
dan Dinyatakan Diterima sebagai salah satu Persyaratan
untuk Memperoleh Gelar Sarjana Matematika (S.Mat)
Tanggal 24 Juni 2022

Ketua Penguji	: Abdul Aziz, M.Si	....
Anggota Penguji 1	: Fachrur Rozi, M.Si	....
Anggota Penguji 2	: Dr. Sri Harini, M.Si	....
Anggota Penguji 3	: Muhammad Nafie Jauhari, M. Si	....

Mengetahui,
Ketua Program Studi Matematika

Dr. Elly Susanti, M.Sc
NIP. 19741129 200012 2 005

PERNYATAAN KEASLIAN TULISAN

Saya yang bertandatangan di bawah ini:

Nama : Mariska Permata Sari

NIM : 15610009

Jurusan : Matematika

Fakultas : Sains dan Teknologi

Judul Skripsi : Implementasi Model VARIMA Pada Harga Saham PT.Bank Rakyat Indonesia, Tbk dan PT. Bank Central Asia, Tbk.

menyatakan dengan sebenarnya bahwa skripsi yang saya tulis ini benar-benar merupakan hasil karya saya sendiri, bukan merupakan pengambilan data, tulisan, atau pikiran orang lain yang saya akui sebagai hasil tulisan atau pikiran saya sendiri, kecuali dengan mencantumkan sumber cuplikan pada daftar rujukan. Apabila di kemudian hari terbukti atau dapat dibuktikan skripsi ini hasil jiplakan, maka saya bersedia menerima sanksi atas perbuatan tersebut.

Malang, 24 Juni 2022
Yang membuat pernyataan,

Mariska Permata Sari
NIM. 15610009

MOTO

"Karena sesungguhnya sesudah kesulitan itu ada kemudahan. Sesungguhnya sesudah kesulitan itu ada kemudahan"
(Q.S. Al-Insyirah: 5-6)

PERSEMBAHAN

Skripsi ini penulis persembahkan untuk:

Ayahanda Matwari dan Ibunda Hotijah, yang senantiasa sabar menunggu kelulusan penulis, serta adik tersayang Moh. Rizky Abdillah yang selalu menjadi kebanggaan penulis.

KATA PENGANTAR

Assalamu'alaikum Warahmatullahi Wabarakatuh

Segala puji dan syukur bagi Allah Swt atas rahmat dan hidayah-Nya sehingga penulis dapat menyelesaikan skripsi ini sebagai salah satu syarat untuk memperoleh gelar Sarjana Matematika (S.Mat) di Program Studi Matematika, Fakultas Sains dan Teknologi, Universitas Islam Negeri Maulana Malik Ibrahim Malang. Shalawat serta salam juga tetap tercurah kepada junjungan kita Nabi Besar Muhammad Saw yang telah menunjukkan manusia kepada jalan yang terang (Islam).

Dalam proses penyusunan skripsi ini tidak lepas dari bantuan berbagai pihak, karena itu penulis mengucapkan terima kasih kepada:

1. Prof. Dr. M. Zainuddin, M.A, selaku Rektor Universitas Islam Negeri Maulana Malik Ibrahim Malang.
2. Dr. Sri Harini, M.Si, selaku Dekan Fakultas Sains dan Teknologi, Universitas Islam Negeri Maulana Malik Ibrahim Malang.
3. Dr. Elly Susanti, M.Sc, selaku ketua Program Studi Matematika, Universitas Islam Negeri Maulana Malik Ibrahim Malang.
4. Dr. Sri Harini, M.Si, selaku dosen pembimbing I yang telah banyak meluangkan waktunya untuk memberikan bimbingan, nasihat, arahan dan motivasi kepada penulis.
5. Mohammad Nafie Jauhari, M.Si, selaku dosen pembimbing II yang telah banyak meluangkan waktunya untuk memberikan bimbingan, nasihat, arahan dan motivasi kepada penulis.
6. Abdul Aziz, M.Si, selaku Penguji Utama yang telah memberikan kritik dan saran yang membangun dalam penulisan Skripsi.
7. Fachrur Rozi, M.Si, selaku Ketua Penguji yang telah memberikan kritik dan saran yang membangun dalam penulisan Skripsi..
8. Abdul Aziz, M.Si, selaku dosen wali yang selalu memberikan motivasi dan arahan kepada penulis.
9. Segenap civitas akademika Program Studi Matematika, Fakultas Sains dan Teknologi, Universitas Islam Negeri Maulana Malik Ibrahim Malang

terutama seluruh dosen yang telah sabar dan ikhlas dalam mendidik dan memberikan ilmu serta bimbinganya kepada penulis.

10. Kedua orang tua, ayahanda Matwari dan ibunda Hotijah yang tidak henti-hentinya memberikan motivasi dan do’a kepada penulis.
11. Adik penulis, Moh. Rizky Abdillah yang telah memberikan dukungan serta do’a keada penulis.
12. Teman-teman seperjuangan Waro Satul Auliyak, Yulinda Nordiana, dan Khulaifatur Rifki, Elma Al-Husna, Isvina Unay Zahroya, Iftitahus Sa’adah, Uzlifatul Jannah, Siti Maisaroh yang telah memberikan semangat serta menemani penulis dalam menyelesaikan penulisan skripsi.
13. Keluarga besar PP Roudhotul Jannah yang telah memberikan motvasi dan pengalaman berharga selama hidup di PP Roudhotul Jannah.
14. Semua pihak yang tidak dapat penulis sebutkan satu-persatu yang dengan ikhlasnya membantu dalam menyelsaikan penulisan skripsi ini baik moril maupun material.

Akhir kata, semoga skripsi ini dapat bermanfaat bagi para pembaca khususnya mahasiswa Program Studi Matematika.

Wassalamu’alaikum Warahmatullahi Wabarakatuh

Malang, 24 Juni 2022

Penulis,

Mariska Permata Sari

15610009

DAFTAR ISI

DAFTAR TABEL

DAFTAR GAMBAR

DAFTAR SIMBOL

Simbol-simbol yang digunakan pada penelitian ini, memiliki arti sebagai berikut:

$Z_{1,t}$	: Nilai variabel pertama pada waktu ke$-t$
$Z_{1,t-1}$	: Nilai variabel pertama pada waktu ke$-(t-1)$
$Z_{1,t-2}$	: Nilai variabel pertama pada waktu ke$-(t-2)$
$Z_{2,t}$	: Nilai variabel kedua pada waktu ke$-t$
$Z_{2,t-1}$	: Nilai variabel kedua pada waktu ke$-(t-1)$
$Z_{2,t-2}$	: Nilai variabel kedua pada waktu ke$-(t-2)$
Φ	: Parameter *autoregressive*
a_t	: Nilai *error* pada waktu ke$-t$
p	: Orde *autoregressive*
q	: Orde *moving average*

ABSTRAK

Sari, Mariska Permata. 2022. **Implementasi Model VARIMA Pada Harga Saham PT.Bank Rakyat Indonesia, Tbk dan Bank Central Asia, Tbk.** Skripsi. Jurusan Matematika, Fakultas Sains dan Teknologi, Universitas Islam Negeri Maulana Malik Ibrahim Malang. Pembimbing: (I) Dr. Sri Harini, M.Si. (II) Mohammad Nafie Jauhari, M.Si.

Kata Kunci: VARIMA, estimasi parameter, harga saham.

Model *Vector Autoregressive Integrated Moving Average* (VARIMA) merupakan model deret waktu peubah ganda pengembangan dari model ARIMA. Model VARIMA merupakan mode VARMA untuk data tidak stasioner hasil *differncing*. Salah satu implementasi dari model VARIMA yaitu untuk meramalkan harga saham. Saham meningkat dan menurun secara bergantian, maka dari itu peramalan menjadi hal yang sangat dibutuhkan investor agar dapat memperkirakan data saham di masa mendatang dan mendapatkan keuntungan yang maksimal.

Tujuan dari penelitian ini adalah untuk mendapatkan estimasi parameter model VARIMA menggunakan metode *Ordinary Least Square* yang diimplementasikan pada harga saham PT. Bank Rakyat Indonesia, Tbk dan PT. Bank Central Asia, Tbk. Data yang digunakan merupakan data bulanan dari bulan januari 2018 hingga bulan desember 2021 yaitu sebanyak 48 data. Data tersebut dianalisis menggunakan beberapa aplikasi seperti Minitab, Eviews, SAS, dan SPSS 16. Berdasarkan hasil analisis didapatkan model terbaik dua variable dengan $Z_{1,t}$ adalah harga saham PT. Bank Rakyat Indonesia, Tbk dan $Z_{2,t}$ adalah harga saham PT. Bank Central Asia, Tbk yaitu VARIMA (1,1,0). Kesimpulan yang didapat dari model tersebut yaitu harga saham PT. Bank Rakyat Indonesia, Tbk dan harga saham PT. Bank Central Asia, Tbk saling berhubungan.

ABSTRACT

Sari, Mariska Permata. 2022. **On The Implementation of the VARIMA Model on the Share Price of PT. Bank Rakyat Indonesia, Tbk and Bank Central Asia**, Tbk. Thesis. Study Program Mathematics, Faculty of Science and Technology, Maulana Malik Ibrahim State Islamic University of Malang. Supervisor: (I) Dr. Sri Harini, M.Sc. (II) Mohammad Nafie Jauhari, M.Sc.

Keywords: VARIMA, parameter estimation, share price.

The Vector Autoregressive Integrated Moving Average (VARIMA) model is a multiple variable time series model developed from the ARIMA model. The VARIMA model is a VARMA model for non-stationary data resulting from differencing. One of the implementations of the VARIMA model is to predict share prices. Stocks increase and decrease alternately, therefore forecasting is much needed by investors in order to estimate the share price data in the future and to get the maximum profit.

The purpose of this study is to obtain an estimated parameters of the VARIMA model using the Ordinary Least Square method which was implemented on the share price of PT. Bank Rakyat Indonesia, Tbk and PT. Bank Central Asia, Tbk. The data used is monthly data from January 2018 to December 2021, which is 48 data. The data were analyzed using several applications such as Minitab, Eviews, SAS, and SPSS 16. Based on the results of the analysis, it was found that the best model for two variables where $Z_{1,t}$ is the share price of PT. Bank Rakyat Indonesia, Tbk and $Z_{2,t}$ is the share price of PT. Bank Central Asia, Tbk, namely VARIMA (1,1,0). The conclusion obtained from this model is the share price of PT. Bank Rakyat Indonesia, Tbk and the share price of PT. Bank Central Asia, Tbk are interconnected.

مستخلص البحث

ساري، ماريسكا فرماتا. 2022. تنفيذ نموذج VARIMA في سعر سهم شركة محدودة بنك رعيةالحكومة لإندونيسيا (PT. Bank Rakyat Indonesia,Tbk) وشركة محدودة بنك مركزي آسيا (PT. Bank Central Asia,Tbk). البحث الجامعي. قسم الرياضيات، كلية العلوم والتكنولوجيا، جامعة مولانا مالك إبراهيم الإسلامية الحكومية مالانج. المشرف: (١) الدكتورة سري هاريني، الماجستير، (٢) المشرف محمد نافع جوهاري، الماجستير.

الكلمات المفتاحية : VARIMA, تقدير المعلمة , سعر السهم

نموذج VARIMA (*Vector Autoregressive Integrated Moving Average*) هو نموذج السلسلة الزمنية المتعددة المتغيرة المتطورة من نموذج ARIMA. نموذج VARIMA هو وضع VARMA للبيانات غير الثابتة المنتاجة عن الاختلاف. إحدى التطبيقات لنموذج VARIMA هو تنبؤ سعر السهم. يزداد السهم وينخفض بالتوالي. لذلك، يكون التنبؤ أمرا مهما من قبل المستثمرين من أجل تقدير بيانات السهم في المستقبل والحصول على أقصى ربح.

الغرض من هذه الدراسة هي الحصول على تقدير لمعاملات نموذج VARIMA باستخدام طريقة Ordinary Least Square التي تم تطبيقها على سعر السهم في شركة محدودة بنك رعيةالحكومة لإندونيسيا (PT. Bank Rakyat Indonesia,Tbk) وشركة محدودة بنك مركزي آسيا (PT. Bank Central Asia,Tbk). البيانات المستخدمة هي بيانات شهرية من يناير ٢٠١٨ إلى ديسمبر ٢٠٢١ ، وهي ٤٨ بيانات. تحلل الباحثة البيانات باستخدام عدة تطبيقات مثل Minitab و Eviews و SAS و SPSS 16. بناءً على نتائج التحليل التي تم الحصول عليها، فإن أفضل نموذج لمتغيرين مع $Z_{1,t}$ هو سعر سهم لشركة محدودة بنك رعية الحكومة لإندونيسيا (PT. Bank Rakyat Indonesia,Tbk)، و $Z_{2,t}$ هو سعر سهم ل وشركة محدودة بنك مركزي آسيا (PT. Bank Central Asia,Tbk)، وهو VARIMA (١,١,٠). وتقدم الباحثة النتيجة من هذا النموذج أن سعر السهم لشركة بنك رعية الحكومة لإندونيسيا (PT. Bank Rakyat Indonesia,Tbk) و شركة محدودة بنك مركزي آسيا (PT. Bank Central Asia,Tbk) مترابطان.

BAB I
PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang

Peramalan merupakan kegiatan yang dilakukan untuk memprediksi apa yang akan terjadi di masa depan dengan menggunakan data historis (Suryawati, 2019). Penggunaan data masa lalu dari suatu variabel atau kumpulan variabel digunakan untuk memperkirakan nilainya di masa yang akan datang. Peramalan dibutuhkan karena adanya jeda waktu dan sangat penting apabila perbedaan waktu tersebut panjang, terutama untuk menentukan kapan terjadinya sesuatu sehingga dapat mempersiapkan tindakan yang harus dilakukan (Anggraeni, 2008).

Metode peramalan dibagi menjadi dua kategori utama, yaitu metode kuantitatif dan metode kualitatif atau teknologis. Metode kuantitatif dapat dibagi ke dalam deret berkala (*time series*) dan metode kausal, sedangkan metode kualitatif atau teknologis dapat dibagi menjadi metode ploratoris dan normatif. Model deret waktu membuat pekiraan masa depan berdasarkan nilai masa lalu dari suatu variabel atau kesalahan masa lalu. Model yang sering digunakan untuk peramalan yaitu model *time series* (Makridakis, 1999).

Salah satu metode yang paling popular dan banyak digunakan dalam melakukan prediksi *time series* adalah metode ARIMA. Data deret berkala (*time series*) merupakan jenis data yang dikumpulkan menurut urutan waktu dalam rentang waktu tertentu. Model *Autoregressive Integrated Moving Average* atau yang biasa disebut ARIMA terbentuk dari tiga model yaitu AR (*Autoregressive*), MA (*Moving Average*), dan ARMA (*Autoregressive* and *Moving Average*) (Rosadi, 2006). Model AR (*Autoregressive*) yaitu model yang digunakan untuk melihat pergerakan suatu variabel melalui variabel itu sendiri dan MA (*Moving Average*) yaitu model yang digunakan untuk mengetahui pergerakan suatu variabel dengan residualnya di masa lalu (Nany, 2018)

Untuk menjelaskan hubungan antara pengamatan dan galat pada suatu peubah pada waktu tertentu dengan pengamatan dan galat pada peubah itu sendiri dan peubah lain pada waktu sebelumnya dapat menggunakan model *Vector Autoregressive Integrated Moving Average*. Model VARIMA merupakan model deret waktu peubah ganda pengembangan dari model ARIMA.

Model VAR pertama kali diperkenalkan pada tahun 1972 oleh Sims adalah sebagai pengembangan model dari Granger pada tahun 1969. Granger (1969) menjelaskan bahwa apabila terdapat dua variabel,x dan y memiliki hubungan sebab akibat dimana x mempengaruhi y yang berarti informasi masa lalu x dapat membantu memprediksi y. VAR merupakan salah satu pembahasan dalam *multivariate time series*. Proses analisis dalam deret waktu harus stasioner. Yang dimaksud stasioner adalah ragam dan rata-rata dalam keadaan konstan dari waktu ke waktu tanpa perubahan yang signifikan pada data. Jika data yang digunakan tidak stasioner maka data tersebut harus diubah agar menjadi stasioner (Makridakis,1999). Menurut wiwik anggraeni pada tahun 2008, Model VARMA merupakan model yang efektif untuk meramalkan *multivariate* (1,2). Model VARIMA merupakan model VARMA untuk data tidak stasioner hasil *differencing*

Salah satu implementasi dari model VARIMA yaitu untuk meramalkan harga saham. Menurut Jogiyanto (2008), saham merupakan surat tanda bukti kepemilikan modal perseroan terbatas. Harga saham terbentuk dari penawaran dan permintaan pasar modal. Harga saham cenderung naik ketika suatu saham mengalami kelebihan permintaan. Di sisi lain, harga saham cenderung turun ketika terjadi kelebihan penawaran. Dalam investasi saham, para investor kerap mengalami beberapa permasalahan salah satunya yaitu sulitnya meramalkan harga saham. Sehingga apabila investor tidak cermat dalam mengamati pergerakan saham, investasi justru akan menimbulkan efek kerugian. Tidak ada saham yang terus menerus mengalami kenaikan atau penurunan. Saham meningkat dan menurun secara bergantian. Maka dari itu peramalan menjadi hal yang sangat dibutuhkan investor agar dapat memperkirakan data saham di masa mendatang dan mendapatkan keuntungan yang maksimal.

Kegiatan jual beli telah difirmankan Allah pada surah Al-baqarah ayat 275 yang artinya :

"dan Allah menghalalkan jual beli dan mengharamkan riba"

Jual beli dalam Islam merupakan bagian dari muamalah yang sudah dilakukan sejak zaman dahulu. Akibatnya, transaksi jual beli diatur oleh agama dan memiliki perintah dan larangannya yang bertujuan untuk menciptakan kemaslahatan dan menghindari kemudharatan.

Penelitian sebelumnya dilakukan oleh Ulya (2019) menggunakan metode *Jackknife*. Metode *Jackknife* adalah metode *resampling* untuk estimasi bias dan *Jackknife* untuk menduga standar deviasi dan juga untuk meminimumkan fungsi jumlah kuadrat *error*. Hasil dari penelitian yang didapatkan yaitu model VARMA (1,1). Model tersebut merupakan model yang cocok digunakan dalam peramalan variabel harga saham PT. Kimia Farma dan PT. Indo Farma dengan tingkat keakurasian peramalan yang diukur melalui nilai MAPE menunjukkan kurang dari 10%. Ikbal (2019) melakukan penelitian yang memperoleh kesimpulan bahwa model VARIMA lebih baik dari pada model GSTARIMA dengan model terbaik yaitu VARIMA (2,1,0). Maryasih, dkk, (2016) melakukan penelitian dengan menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimation* untuk memprediksi indeks kekeringan tiga bulanan di wilayah Jawa Barat yaitu di Kabupaten Bogor, Sumedang, dan Indramayu. Model yang dihasilkan dalam penelitian ini adalah VARMA (2,2). Hasil akhir menunjukkan bahwa prediksi prediksi indeks kekeringan SPI di Kabupaten Bogor, Sumedang, dan Indramayu berada pada tingkat kekeringan berkategori normal.

Berdasarkan penelitian-penelitian terdahulu dan latar belakang di atas, maka penulis menyusunnya dalam penelitian yang berjudul "Implementasi Model VARIMA pada harga Saham PT. Bank Rakyat Indonesia, Tbk dan PT. Bank Central Asia, Tbk".

1.2 Rumusan Masalah

Berdasarkan penjelasan dari latar belakang, rumusan masalah dalam penelitian ini adalah bagaimana implementasi model VARIMA pada harga saham PT. Bank Rakyat Indonesia, Tbk dan PT. Bank Central Asia, Tbk?

1.3 Tujuan Penelitian

Berdasarkan rumusan masalah di atas maka tujuan penelitian ini adalah mengetahui implementasi model VARIMA pada harga saham PT. Bank Rakyat Indonesia, Tbk dan PT. Bank Central Asia, Tbk.

1.4 Manfaat Penelitian

Hasil penelitian ini diharapkan memberikan manfaat sebagai berikut:

1. Bagi Mahasiswa.

   Sebagai tambahan wawasan dan pengetahuan mengenai prosedur penyelesaian implementasi model VARIMA pada harga saham PT. Bank Rakyat Indonesia, Tbk dan PT. Bank Central Asia, Tbk

2. Bagi Penulis

   Memberikan kontribusi untuk bahan diskusi, literatur penunjang, dan bahan perbandingan dengan model yang berbeda.

3. Bagi Umum

   Memberikan informasi tentang bagaimana cara mengimplementasi model VARIMA.

1.5 Batasan Masalah

Batasan masalah pada penelitian ini adalah sebagai berikut:

1. Data yang digunakan yaitu data saham PT. Bank Rakyat Indonesia, Tbk dan PT. Bank Central Asia, Tbk pada tahun 2018-2021.
2. Pengujian yang digunakan yaitu uji *unit root* dan uji kausalitas granger.
3. Metode yang digunakan yaitu metode *least square.*
4. Penentuan *lag* menggunakan nilai *Akaike Information Criterion* (AIC).
5. Ketepatan peralaman diukur dari nilai *Mean Absolute Percentage Error* (MAPE)

1.6 Definisi Istilah

Definisi istilah yang digunakan penulis untuk lebih memperjelas maksud dan tujuan dari penelitian ini adalah Implementasi yang penulis maksud dalam penelitian ini adalah penerapan suatu model terhadap data saham PT. Bank Rakyat Indonesia, Tbk dan PT. Bank Central Asia, Tbk pada tahun 2018-2021.

BAB II
KAJIAN TEORI

2.1 Analisis *Time Series*

Analisis runtun waktu atau *time series* digunakan apabila data penelitian yang digunakan berkaitan dengan waktu, sehingga terdapat korelasi antara data kejadian saat ini dengan data satu periode sebelumnya. Artinya bahwa peristiwa saat ini juga dipengaruhi oleh peristiwa di satu periode sebelumnya. Analisis *time series* yang hanya menggunakan satu variabel saja disebut univariate *time series*. Sedangkan pada persoalan data riil seringkali suatu variabel sering kali dikaitkan dengan beberapa variabel lain, hal tersebut yang menyebabkan lebih dari satu variabel yang terlibat. Analisis dengan menggunakan banyak variabel ini disebut sebagai *multivariatetime series*. *Multivariatetime series* pada umumnya digunakan untuk memodelkan dan menjelaskan interaksi yang melibatkan waktu di antara beberapa variabel *time series* (Wei, 2006)

2.2 Model *Time Series Univariate*

Menurut Gilgen (2006), *univariate time series* adalah suatu data pengamatan yang hanya menggunakan satu variabel. Analisis runtun waktu *univariate* bertujuan untuk menjelaskan karakteristik masing-masing variabel dalam penelitian. Bentuk analisis univariat bergantung pada jenis data yang digunakan. Misalkan untuk data numerik digunakan nilai *mean, median, dan* standar deviasi. Namun pada umumnya, analisis *univariate* hanya menghasilkan distribusi frekuensi dan persentase masing-masing variabelnya.

2.2.1 Model *Autoregressive*

Model *Autoregressive* (AR) adalah suatu model regresi yang tidak menghubungkan variabel dependen tetapi bergantung pada nilai-nilai sebelumnya (Makridakis, 1999). Model AR ini berguna untuk menyatakan suatu prediksi sebagai fungsi nilai-nilai masa lalu dari waktu tertentu. Menurut Wei (2006) model AR orde p dapat dinotasikan dengan AR(p) dan dapat dinyatakan sebagai berikut:

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \cdots + \phi_p Z_{t-p} + a_t \tag{2.1}$$

dengan,

Z_t : nilai variabel pada waktu ke$-\ t$,

$Z_{t-1}, \ldots, Z_{t-p}$: nilai dari *time series* pada waktu $t-1, t-2, \ldots, t-p$,

ϕ_i : koefisien regresi ke$-i,\ i = 1,2,3, \ldots, p$,

a_t : nilai *error* pada waktu ke-t, dan

p : orde AR

2.2.2 Model *Moving Average*

Model *Moving Average* (MA) merupakan suatu proses hasil regresi dari sebuah data dengan nilai *errornya*, Wei, 2006. MA merupakan proses stokastik dalam bentuk model deret waktu statistik dengan karakteristik data periode saat ini. Hal itu merupakan kombinasi linier dari *White Noise* dan bobot tertentu. Model MA orde q atau MA (q) dapat dijabarkan pada persamaan berikut:

$$Z_t \;=\; \theta_q(B) a_t$$

$$= (1 - \theta_1 B - \cdots - \theta_q B^q) a_t$$

$$= a_t - \theta a_{t-1} - \cdots \theta_q a_{t-q} \quad (2.2)$$

dimana :

Z_t : nilai variabel pada waktu ke$-t$,

a_j : error periode ke$-j$, untuk $j = t, t-1, \ldots t-q$

θ_j : parameter koefisien MA ke$-j, q = 1,2, \ldots, q$

2.2.3 Model *Autoregressive Moving Average*

Menurut Wei (2006) model *Autoregressive Moving Average* (ARMA) merupakan gabungan dari *Autoregressive* (AR) dengan *Moving Average* (MA). Model AR dinotasikan dengan (p) sedangkan model MA dinotasikan dengan (q) sehingga model ARMA dinotasikan dengan (p, q). Berikut persamaan umum model ARMA:

$$\phi_p(B) Z_t = \theta_q(B) a_t \quad (2.3)$$

dimana

$$\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \cdots - \phi_p B^p \quad (2.4)$$

Jika kita asumsikan bahwa rangkaian ini sebagai *Autoregressive* dan sebagian *Moving Average*, kita memperoleh model deret waktu yang cukup umum. Berikut persamaan umum dari model ARMA (Wei, 2006):

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \cdots + \phi_p Z_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \cdots - \theta_q a_{t-q} \quad (2.5)$$

dimana:

Z_i : nilai variabel pada waktu ke $-i$, untuk $i = t, t-1, \dots, t-p$

a_j : nilai *error* pada periode ke $-i$, untuk $j = t, t-1, \dots, t-q$

ϕ_i : parameter koefisien AR ke $-i$, dengan $i = 1, 2, \dots, p$,

θ_j : parameter koefisien MA ke-j, dengan $j = 1, 2, \dots, q$.

2.3 Model *Time Series Multivariate*

Analisis multivariat deret waktu dibagi menjadi beberapa bagian di antaranya adalah model VAR, model VMA dan model VARMA.

2.3.1 Model *Vector Autoregressive*

Pemodelan deret waktu dengan menggunakan VAR adalah salah satu model peramalan untuk data deret waktu multivariat yang sering digunakan karena mudah dan fleksibel jika dibandingkan dengan model lainnya. Model VAR merupakan pengembangan dari model AR dengan melibatkan lebih satu variabel, dimana pada model VAR ini semua variabel dianggap sebagai variabel endogen dan saling berhubungan. Secara umum model VAR (p) dapat ditulis sebagai berikut (Wei, 2006):

$$\boldsymbol{Z_t} = \boldsymbol{\Phi_1 Z_{t-1}} + \cdots + \boldsymbol{\Phi_p Z_{t-p}} + \boldsymbol{a_t} \tag{2.6}$$

dimana:

$\boldsymbol{Z_t}$: $Z_t = [Z_{1,t}, Z_{2,t}, \dots, Z_{N,t}]^T$ adalah vektor $\boldsymbol{Z_t}$ berukuran $N \times 1$ yang berisi N variabel yang masuk dalam model VAR,

$\boldsymbol{\Phi_i}$: matriks parameter *Autoregressive* berukuran $(N \times N)$,

$i = 1,2, \ldots, p$, dan

$\boldsymbol{a_t}$: $[\boldsymbol{a_{1,t}}, \boldsymbol{a_{2,t}}, \ldots, \boldsymbol{a_{N,t}}]^T$adalahvektor *error* berukuran $(N \times 1)$

2.3.2 Model *Vector Moving Average*

Menurut Wei (2006) persamaan *Vector Moving Average* (VMA) adalah sebagai berikut:

$$\boldsymbol{Z_t} = \boldsymbol{a_t} - \boldsymbol{\Theta_1 a_{t-1}} - \cdots - \boldsymbol{\Theta_q a_{t-q}} \qquad (2.7)$$

dengan:

$\boldsymbol{Z_t}$: $\mathbf{Z_t} = [\boldsymbol{Z_{1,t}}, \boldsymbol{Z_{2,t}}, \ldots, \boldsymbol{Z_{N,t}}]^{\mathrm{T}}$ vektor $\boldsymbol{Z_t}$ berukuran $N \times 1$

$\boldsymbol{\Theta_j}$: matriks parameter *Moving Average*berukuran $(N \times N)$, $j = 1,2, \ldots, q$

$\boldsymbol{a_t}$: $[\boldsymbol{a_{1,t}}, \boldsymbol{a_{2,t}}, \ldots, \boldsymbol{a_{N,t}}]^T$ vektor *erorr* berukuran $N \times 1$ yang diasumsikan sebagai multivariat normal dengan $E(\mu_t) = 0$

2.3.3 Model *Vector Autoregressive Moving Average*

Menurut Wei (2006), model *Vector Autoregressive Moving Average* (VARMA) adalah gabungan dari VAR dengan VMA. Model VARMA secara umum dapat dinyatakan dengan dalam persamaan sebagai berikut:

$$\Phi_p(B) Z_t = \Theta_q(B) a_t, \qquad (2.8)$$

dimana:

$$\Phi_p(B) = 1 - \Phi B - \cdots - \Phi_p B^p \qquad (2.9)$$

dan

$$\Theta_q(B) = 1 - \Theta_1 B - \cdots - \Theta_q B^q. \qquad (2.10)$$

Jika diasumsikan bahwa rangkaian ini sebagian VAR dan sebagian VMA, di model deret waktu yang cukup umum, yaitu:

$$\boldsymbol{Z_t} = \boldsymbol{\Phi_1 Z_{t-1}} + \cdots + \boldsymbol{\Phi_p Z_{t-p}} + \boldsymbol{a_t} - \boldsymbol{\Theta_1 a_{t-1}} - \cdots - \boldsymbol{\Theta_q a_{t-q}} \tag{2.11}$$

dimana,

$\boldsymbol{Z_t}$: $\mathbf{Z_t} = [\boldsymbol{Z_{1,t}}, \boldsymbol{Z_{2,t}}, \ldots, \boldsymbol{Z_{N,t}}]^{\mathrm{T}}$ vektor $\boldsymbol{Z_t}$ berukuran $N \times 1$ berisi k variabel yang masuk dalam model,

$\boldsymbol{a_t}$: $[\boldsymbol{a_{1,t}}, \boldsymbol{a_{2,,t}}, \cdots, \boldsymbol{a_{N,t}}]^T$adalah vektor *error*berukuran $N \times 1$,

$\boldsymbol{\Phi_i}$: matriksparameter koefisien VAR ke-i, dengan $i = 1,2, \ldots, p$ yang berukuran $N \times N$, dan

$\boldsymbol{\Theta_j}$: matriks parameter koefisien VMA ke-j, dengan $j = 1,2, \ldots, q$.

2.3.4 Model *Vector Autoregressive Integrated*

Menurut Wulandary (2020), apabila data mengalami proses *first differencing* untukmenghasilkan data yang stasioner, maka bentuk model VARI (*Vector Autoregressive Integrated*) menjadi sebagai berikut:

$$\begin{aligned}
Z_{1,t} - Z_{1,t-1} &= \phi_{11}(Z_{1,t-1} - Z_{1,t-2}) + \phi_{12}(Z_{2,t-1} - Z_{2,t-2}) + \cdots + \phi_{1n}(Z_{n,t-1} - Z_{n,t-2}) + a_{1,t} \\
Z_{2,t} - Z_{2,t-1} &= \phi_{21}(Z_{1,t-1} - Z_{1,t-2}) + \phi_{22}(Z_{2,t-1} - Z_{2,t-2}) + \cdots + \phi_{2n}(Z_{n,t-1} - Z_{n,t-2}) + a_{2,t} \\
&\vdots \\
Z_{n,t} - Z_{n,t-1} &= \phi_{n1}(Z_{1,t-1} - Z_{1,t-2}) + \phi_{n2}(Z_{2,t-1} - Z_{2,t-2}) + \cdots + \phi_{nn}(Z_{n,t-1} - Z_{n,t-2}) + a_{n,t}
\end{aligned}$$

Jika dijadikan bentuk matriks menjadi:

$$\begin{bmatrix} Z_{1,t} - Z_{1,t-1} \\ Z_{2,t} - Z_{2,t-1} \\ \vdots \\ Z_{n,t} - Z_{n,t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_{11} & \phi_{11} & \cdots & \phi_{11} \\ \phi_{11} & \phi_{11} & \cdots & \phi_{11} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \phi_{11} & \phi_{11} & \cdots & \phi_{11} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{1,t-1} - Z_{1,t-2} \\ Z_{2,t-1} - Z_{2,t-2} \\ \vdots \\ Z_{n,t-1} - Z_{n,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{1,t} \\ a_{2,t} \\ \vdots \\ a_{n,t} \end{bmatrix}$$

atau dapat ditulis dalam bentuk persamaan sebagai berikut:

$$Z_t - Z_{t-1} = \Phi(Z_{t-1} - Z_{t-2}) + a_t \qquad (2.12)$$

2.4 *Autocorrelation Function*

Autokorelasi adalah korelasi atau hubungan antar data pada pengamatan data *time series.* Korelasi menunjukkan hubungan antara dua atau lebih variabel-variabel yang berbeda, maka autokorelasi menunjukkan hubungan antara dua atau lebih variabel-variabel yang sama dengan waktu yang berbeda (Firdaus, 2004).

Rata-rata dan variansi dari suatu data deret berkala mungkin tidak bermanfaat apabila deret tersebut tidak stasioner, akan tetapi nilai minimum dan maksimum dapat digunakan untuk tujuan plotting. Bagaimanapun kunci statistik dalam analisis *time series* adalah koefisien autokorelasi (korelasi deret berkala dengan deret berkala itu sendiri dengan selisih waktu atau *lag* 0,1,2 periode atau lebih) (Makridakis, 1999). Koefisien korelasi sederhana antara Y_t dengan Y_{t+1} dapat dinyatakan sebagai berikut (Wei, 2006):

$$\gamma_{Y_tY_{t+1}} = \frac{cov_{Y_tY_{t+1}}}{\sqrt{var_{y_t}\sqrt{var_{y_{t+1}}}}}$$

$$= \frac{\frac{\sum_{i=1}^{n}(Y_t-\bar{Y}_t)(Y_{t+1}-\bar{Y}_{t+1})}{n-1}}{\sqrt{\sum_{i=1}^{n}\frac{(Y_t-\bar{Y}_t)^2}{n-1}}\sqrt{\sum_{i=1}^{n}\frac{(Y_{t+1}-\bar{Y}_{t+1})^2}{n-1}}}$$

$$= \frac{\sum_{i=1}^{n}(Y_t-\bar{Y}_t)(Y_{t+1}-\bar{Y}_{t+1})}{\sqrt{\sum_{i=1}^{n}(Y_t-\bar{Y}_t)^2}\sqrt{\sum_{i=1}^{n}(Y_{t+1}-\bar{Y}_{t+1})^2}} \qquad (2.13)$$

Nilai rata-rata maupun variansi dinyatakan stasioner pada data Y_t. Jadi, kedua rata-rata Y_t dan Y_{t+1} diasumsikan memiliki nilai yang sama (dengan membuang subskrip dengan menggunakan $\bar{Y} = \bar{Y}_t = \bar{Y}_{t+1}$). Data Y_t dapat mengukur kedua nilai variansi. Jadi, dari asumsi-asumsi ini persamaan (2.13) dapat ditulis menjadi (Wei, 2006) :

$$\gamma Y_t Y_{t+1} = \frac{\sum_{i=1}^{n}(Y_t - \bar{Y}_t)(Y_{t+1} - \bar{Y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^{n}(Y_t - \bar{Y}_t)^2}} \tag{2.14}$$

dimana

$\gamma Y_t Y_{t+1}$: koefisien autokorelasi antara variabel Y pada waktu ke t dan variabel$Y$ pada waktu ke-t+1

Y_t : nilai variabel Y pada waktu ke$-t$

n : jumlah data

Y_{t+1} : nilai variabel Y pada waktu ke$-t+1$

$\bar{Y}_t$: nilai rata-rata variabel Y_t

Pada data *time series*,γ_k adalah fungsi autokovariansi dan ρ_k adalah fungsi autokorelasi (ACF) karena menunjukkan keeratan antara Y_t dan Y_{t+1} dari proses yang namun dengan selang waktu yang berbeda (Wei, 2006). Korelasi digunakan untuk mengetahui kekuatan hubungan antara dua variabel yang berbeda, maka kovarians berguna untuk menunjukkan seberapa besar perubahan antar dua variabel secara bersama-sama dengan rentang waktu yang berbeda. Sedangkan autokovariansi digunakan untuk menunjukkan seberapa besar perubahan antara dua variabel yang sama secara bersama-sama dalam rentang waktu yang berbeda.

Menurut Box dan Jenkins (2008), autokovariansi antara Y_t dan Y_{t+k} adalah sebagai berikut:

$$\gamma_k = cov(Y_t, Y_{t+k})$$

$$= E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)]$$

$$= E[(Y_t Y_{t+k} - Y_t\mu - \mu Y_{t+k} + \mu\mu)]$$

$$= E[(Y_t Y_{t+k} - Y_t\mu - Y_{t+k}\mu + \mu\mu)]$$

$$= E[Y_t Y_{t+k}] - E[Y_t\mu] - E[Y_{t+k}\mu] + E[\mu\mu]$$

$$= E[Y_t Y_{t+k}] - \mu E[Y_t] - \mu E[Y_{t+k}] + \mu\mu$$

$$= E[Y_t Y_{t+k}] - \mu\mu - \mu\mu + \mu\mu$$

$$= E[Y_t Y_{t+k}] - \mu\mu \tag{2.15}$$

Kemudian fungsi autokorelasi antara Y_t dan Y_{t+k} sebagai berikut:

$$\rho_k = \frac{cov(Y_t, Y_{t+k})}{\sqrt{var(y_t)}\sqrt{var\ (Y_{t+k})}}$$

$$= \frac{\gamma_k}{\sqrt{\sigma^2}\sqrt{\sigma^2}}$$

$$= \frac{\gamma_k}{\sigma^2}$$

$$= \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \tag{2.16}$$

dengan:

γ_k : nilai kovarian γ pada lag $k, k = 1,2,3, ...$

ρ_k : nilai autokorelasi pada $lag k$

t :waktu pengamatan ke-t

2.5 *Partial Autocorrelation Function*

Autokerlasi parsial adalah korelasi antara Y_t dan Y_{t+k} dengan menghilangkan hubungan linier dalam variabel $Y_{t+1}, Y_{t+2}, \dots, Y_{t+k-1}$. Menurut Wei (2006), autokorelasi parsial antara Y_t dengan Y_{t+k} diperoleh dari turunan model regresi linier sebagai berikut:

$$Y_{t+k} \quad = \phi_{k1} Y_{t+k-2} + \cdots + \phi_{kk} Y_{t+k-k} + e_{t+k} \tag{2.17}$$

dengan ϕ_{ki} merupakan parameter regresi dan e_{t+k} adalah nilai *error* dengan rata-rata 0, dan tidak berkorelasi dengan Y_{t+k-j} untuk $j = 1,2, \dots, k$, langkah pertama yang dilakukan adalah mengalikan persamaan (2.17) dengan Y_{t+k-j} pada kedua ruas sehingga diperoleh:

$$\begin{aligned} Y_{t+k}\, Y_{t+k-j} = \phi_{k1} Y_{t+k-1} + \phi_{k2} Y_{t+k-2} Y_{t+k-j} + \cdots + \ \phi_{kk} Y_t Y_{t+k-j} \\ + e_{t+k} Y_{t+k-j} \end{aligned} \tag{2.18}$$

selanjutnya nilai ekspektasi dari persamaan (2.18) adalah:

$$\begin{aligned} E\left[Y_{t+k} Y_{t+k-j}\right] = \phi_{k1} E\left[Y_{t+k-1} Y_{t+k-j}\right] + \phi_{k2} E\left[Y_{t+k-2} Y_{t+k-j}\right] + \cdots \\ + \phi_{kk} E\left[Y_t Y_{t+k-j}\right] + E[e_{t+k} Y_{t+k-j}] \end{aligned} \tag{2.19}$$

dimisalkan nilai $E[Y_{t+k} Y_{t+k-j} = \gamma_j, j = 0,1,2, \dots, k$,maka diperoleh:

$$\gamma_j = \ \phi_{k1} \gamma_{j-1} + \phi_{k2} \gamma_{j-2} + \cdots + \phi_{kk} \gamma_{j-k} \tag{2.20}$$

Selanjutnya persamaan (2.20) dibagi dengan $E[Y_{t+k}] = \gamma_0$ sehingga menjadi:

$$\frac{\gamma_j}{\gamma_0} = \ \phi_{k1} \frac{\gamma_{j-1}}{\gamma_0} + \phi_{k2} \frac{\gamma_{j-2}}{\gamma_0} + \cdots + \phi_{kk} \frac{\gamma_{j-k}}{\gamma_0} \tag{2.21}$$

Atau dapat disederhanakan menjadi:

$$\rho_j = \phi_{k1} \rho_{j-1} + \phi_{k2} \rho_{j-2} + \cdots + \ \phi_{kk} \rho_{j-k} \tag{2.22}$$

untuk$j = 1,2, \dots, k$ dan diberikan $\rho_0 = 1$, diperoleh sistem persamaan berikut:

$$\rho_1 = \phi_{k1}\rho_0 + \phi_{k2}\rho_1 + \cdots \phi_{kk}\rho_{k-1}$$

$$\rho_2 = \phi_{k1}\rho_1 + \phi_{k2}\rho_2 + \cdots \phi_{kk}\rho_{k-2}$$

$$\vdots$$

$$\rho_k = \phi_{k1}\rho_{k-1} + \phi_{k2}\rho_{k-2} + \cdots \phi_{kk}\rho_0 \tag{2.23}$$

Dengan menggunakan aturan Cramer (metode untuk menyelesaikan sistem persamaan linier dengan menggunakan determinan matriks), berturut-turut untuk $k = 1,2,\ldots$ diperoleh (Wei, 2006):

a. *Lag* pertama $(k = 1)$ diperoleh persamaan $\rho_1 = \phi_{11}\rho_0$, karena $\rho = \frac{\gamma_0}{\gamma_0} = 1$ sehingga $\rho_1 = \phi_{11}$ yang berarti bahwa nilai fungsi autokorelasi parsial pada *lag* pertama akan sama dengan koefisien *lag* pertama.

b. *Lag* kedua $(k = 2)$ diperoleh sistem persamaan sebagai berikut

$$\begin{aligned} \rho_1 &= \phi_{11}\rho_0 \\ &\quad + \phi_{22}\rho_1 \\ \rho_2 &= \phi_{11}\rho_1 \\ &\quad + \phi_{22}\rho_0, \end{aligned} \tag{2.24}$$

jika ditulis dalam bentuk matriks akan menjadi

$$\begin{bmatrix} \rho_1 \\ \rho_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \rho_0 & \rho_1 \\ \rho_1 & \rho_0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \phi_{11} \\ \phi_{22} \end{bmatrix}, \tag{2.25}$$

misal $A = \begin{bmatrix} \rho_0 & \rho_1 \\ \rho_1 & \rho_0 \end{bmatrix}$, $A_2 = \begin{bmatrix} \rho_0 & \rho_1 \\ \rho_1 & \rho_0 \end{bmatrix}$, denga menggunakan aturan cramer diperoleh

$$\phi_{22} = \frac{\det(A_2)}{\det(A)}$$

$$= \frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & \rho_2 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 \end{vmatrix}} \tag{2.26}$$

c. *Lag* ketiga $(k = 3)$ dan $j = 1, 2, 3$ diperoleh sistem persamaan sebagai berikut:

$$\begin{aligned} \rho_1 &= \phi_{11}\rho_0 + \phi_{22}\rho_1 + \phi_{33}\rho_2 \\ \rho_2 &= \phi_{11}\rho_1 + \phi_{22}\rho_0 + \phi_{33}\rho_1 \\ \rho_3 &= \phi_{11}\rho_2 + \phi_{22}\rho_1 + \phi_{33}\rho_0 \end{aligned} \tag{2.27}$$

jadi ditulis dalam bentuk matriks akan menjadi:

$$\begin{bmatrix} \rho_1 \\ \rho_2 \\ \rho_3 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \rho_0 & \rho_1 & \rho_2 \\ \rho_1 & \rho_0 & \rho_1 \\ \rho_2 & \rho_1 & \rho_0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \phi_{11} \\ \phi_{22} \\ \phi_{33} \end{bmatrix} \tag{2.28}$$

Misal $A = \begin{bmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 \\ \rho_2 & \rho_1 & 1 \end{bmatrix}$, $A_3 = \begin{bmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 \\ \rho_1 & 1 & \rho_2 \\ \rho_2 & \rho_1 & \rho_3 \end{bmatrix}$, dengan menggunakan aturan Cramer diperoleh:

$$\phi_{33} = \frac{\det(A_3)}{\det(A)} = \frac{\begin{bmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 \\ \rho_1 & 1 & \rho_2 \\ \rho_2 & \rho_1 & \rho_3 \end{bmatrix}}{\begin{bmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 \\ \rho_2 & \rho_1 & 1 \end{bmatrix}} \tag{2.29}$$

d. *Lag* ke-k dan $j = 1,2,3, \ldots, k$ diperoleh sistem persamaan sebagai berikut:

$$\begin{aligned} \rho_1 &= \phi_{k1}\rho_0 + \phi_{k2}\rho_1 + \cdots + \phi_{kk}\rho_{k-1} \\ \rho_2 &= \phi_{k2}\rho_1 + \phi_{k2}\rho_0 + \cdots + \phi_{kk}\rho_{k-2} \\ &\vdots \end{aligned} \tag{2.30}$$

$$\rho_k \;=\; \phi_{k1}\rho_{k-1} + \phi_{k2}\rho_{k-2} + \cdots + \phi_{kk}\rho_{k-0}$$

Jika ditulis dalam bentuk matriks akan menjadi:

$$\begin{bmatrix} \rho_1 \\ \rho_2 \\ \vdots \\ \rho_k \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \rho_0 & \rho_1 & \rho_2 & \cdots & \rho_{k-1} \\ \rho_1 & \rho_0 & \rho_1 & \cdots & \rho_{k-2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{k-1} & \rho_{k-2} & \rho_{k-3} & \cdots & \rho_0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \phi_{11} \\ \phi_{22} \\ \vdots \\ \phi_{kk} \end{bmatrix} \tag{2.31}$$

Dengan menggunakan aturan Cramer diperoleh:

$$A_k = \begin{bmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 & \cdots & \rho_{k-1} \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 & \cdots & \rho_{k-2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{k-1} & \rho_{k-2} & \rho_{k-3} & \cdots & \rho_k \end{bmatrix} \tag{2.32}$$

Sehingga nilai fungsi autokorelasi parsial k adalah sebagai berikut:

$$\phi_{kk} = \frac{\det(A_k)}{\det(A)} = \frac{\begin{bmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 & \cdots & \rho_1 \\ \rho_1 & \rho_0 & \rho_1 & \cdots & \rho_2 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{k-1} & \rho_{k-2} & \rho_{k-3} & \cdots & \rho_k \end{bmatrix}}{\begin{bmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 & \cdots & \rho_{k-1} \\ \rho_1 & \rho_0 & \rho_1 & \cdots & \rho_{k-2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{k-1} & \rho_{k-2} & \rho_{k-3} & \cdots & \rho_k \end{bmatrix}} \tag{2.33}$$

Karena ϕ_{kk}merupakan fungsi atas k, maka ϕ_{kk} disebut fungsi autokorelasi parsial (PACF). Dalam *time series*, persamaan PACF sangat penting untuk menentukan orde dalam model AR

2.6 *Matrix Autocorrelation Function*

Diberikan sebuah vektor *time series* dengan observasi sebanyak N, yaitu $Z_1, Z_2, \ldots, Z_N$, maka persamaan matriks korelasi sampelnya adalah sebagai berikut (Wei, 2006):

$$\hat{\rho}(k) = [\hat{\rho}_{ij}(k)]$$

dengan $\hat{\rho}_{ij}(k)$ merupakan korelasi silang sampel untuk komponen lokasi ke-i dank ke-j yang dinyatakan dalam persamaan berikut:

$$\hat{\rho}_{ij}(k) = \frac{\sum_{t=1}^{N-k}(Z_{i,t} - Z_i)(Z_{j,t+k} - Z_j)}{[\sum_{t=1}^{N-k}(Z_{i,t} - \bar{Z}_i)^2 \sum_{t=1}^{N}(Z_{j,t} - \bar{Z}_j)^2]^{\frac{1}{2}}} \tag{2.34}$$

dimana $\bar{Z}_i$ dan $\bar{Z}_j$ adalah rata-rata sampel dari komponen lokasi yang bersesuaian.

Tiao dan Box (1981) dalam Wei (2006) memperkenalkan sebuah metode yang sesuai untuk meringkas penjelasan korelasi sampel symbol (+) diartikan sebagai $\hat{\rho}_{ij}(k)$ lebih dari 2 kali standard errors dan menunjukkan adanya korelasi positif, (-) diartikan sebagai $\hat{\rho}_{ij}(k)$ kurang dari -2 kali standard errors dan menunjukkan adanya korelasi negatif, dan (.) menotasikan $\hat{\rho}_{ij}(k)$ berada di antara ± 2 kali *standard errors* dan menunjukkan tidak adanya korelasi.

2.7 *Partial Matrix Autocorrelation Function*

Tiao dan Box (1981) dalam Wei (2006) yang mendefinisikan matriks autokorelasi parsial pada lag k dengan notasi $\mathcal{P}(k)$. Persamaan untuk matriks autokorelasi parsial adalah sebagai berikut:

$$\mathcal{P}(k) = \begin{cases} \Gamma'(1)[\Gamma(0)]^{-1} & ,k = 1 \\ (\Gamma'(k) - \mathrm{c}'(k)[A(k)]^{-1}b(k))\left(\Gamma(0) - b'(k)[A(k)]^{-1}b(k)\right)^{-1} & ,k > 1 \end{cases}$$

dengan nilai $A(k), b(k)$, dan $c(k)$ adalah sebagai berikut:

$$A(k) = \begin{bmatrix} \Gamma(0) & \Gamma(1) & \cdots & \Gamma'(k-2) \\ \Gamma(1) & \Gamma(0) & \cdots & \Gamma'(k-3) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \Gamma(k-2) & \Gamma(k-3) & \cdots & \Gamma(0) \end{bmatrix}, b(k) = \begin{bmatrix} \Gamma'(k-1) \\ \Gamma'(k-2) \\ \vdots \\ \Gamma'(1) \end{bmatrix}, c(k) = \begin{bmatrix} \Gamma(1) \\ \Gamma(2) \\ \vdots \\ \Gamma(k-1) \end{bmatrix}$$

Stasioneritas dari multivariate time series selain dapat dilihat dari plot *Matrix Autocoreation Function* dan *Matrix Partial Autocorrelation Function*, juga dapat dilihat dari eigen value parameter model VAR (Wei, 2006). Misalkan model VAR (1) sebagai berikut:

$(1 - \Phi_1 B)Z_t = a_t$, dimana $\Phi_1 = \begin{bmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} \\ \phi_{21} & \phi_{22} \end{bmatrix}$

Menurut Wei (2006) jika nilai eigen dari $\Phi_1 < 1$, yang berarti berada di dalam lingkaran satuan maka dapat dikatakan bahwa proses stasioner.

2.8 Identifikasi Model ARIMA.

Menurut Gaynor dan Patrck (1994) identifikasi model ARIMA dapat dilakukan dengan melihat plot ACF dan PACF. Karakteristik ACF dan PACF teoritis untuk model ARIMA sebagai berikut:

Tabel 2. 1 Karakteristik ACF dan PACF

Model	ACF	PACF
AR (p)	Meluruh menuju nol secara eksponensial (*Dies down*)	Di atas batas interval maksimum *lag* ke p dan di bawah batas pada $lag > p$ (*cut off after lagp*)
MA (q)	Di atas batas interval maksimum *lag* ke q dan di bawah batas pada $lag > q$ (*cut off after lagq*)	Meluruh menuju nol secara eksponensial (*dies down*)
ARMA (p, q)	Meluruh menuju nol secara eksponensial (*dies down after* $lag(q - p)$)	Meluruh menuju nol secara eksponensial (*dies down after* $lag(p - q)$)

2.9 Stasioneritas Data

Syarat dalam pemodelan linier *time series* adalah data memenuhi asumsi stasioner, artinya data bergerak stabil dan konvergen disekitar nilai rata-rata dengan deviasi yang kecil. Secara visual stasioneritas dari data dapat dilihat dari plot autocorrelation function ACF yang terbentuk. Jika dalam plot ACF yang terbentuk banyak *lag-lag* signifikan yang turun lambat, maka mengindikasikan bahwa data belum stasioner dalam rata-rata. Untuk pengujian terhadap hal ini dilakukan uji unit root menggunakan uji *dickey fuller* (DF). Hipotesis yang digunakan dalam pengujian ini yaitu $H_0 : \delta = 0$ (data belum stasioner dalam rata-rata) dan $H_1 : \delta < 0$ (data telah stasioner dalam rata-rata), dengan nilai $\delta = (\rho - 1)$ dan $-1 < \delta < 1$. Statistik uji yang digunakan yaitu $\hat{\tau} = \frac{\delta - 1}{se(\delta)}$, hipotesis nol akan ditolak apabila nilai dari $|\hat{\delta}|$ lebih dari $\tau_{DF(n)}$ atau jika nilai p-value kurang dari $\alpha(5\%)$(Gujarati,2004).

Stasioner bermakna tidak adanya perubahan yang drastis pada data. Jika data yang digunakan tidak stasioner maka harus dimodifikasi agar data tersebut stasioner. Proses runtun waktu pada analisis waktu harus stasioener. Proses stasioner meliputi stasioner dalam ragam dan rata-rata dalam keadaan yang konstan dari waktu ke waktu (Makridakis,1999)

a. Stasioneritas dalam Rata-Rata

Stasioner dalam rata-rata adalah fluktasi data berada pada sekitar nilai rata-rata yang konstan dan tidak bergantung pada waktu dan variansi. Dari bentuk data plot seringkali dapat diketahui bahwa data tersebut stasioner atau tidak stasioner. Ciri data tidak stasioner dalam rata-rata antara lain pola diagramnya terdapat adannya *trend* naik atau turun lambat. Pengujian stasioneritas dalam rata-rata dapat dilihat dari plot ACF (*Autocorrelation Function*) (Wei, 2006). Jika plot *time series* menunjukkan data tidak stasioner dalam rata-rata, untuk mengatasi hal ini dengan melakukan *differencing* antar pengamatan. Proses *differencing*dapat dituliskan dalam persamaan berikut (Makridakis, 1999):

$$W_t = (1 - B)^d Z_t, \tag{2.35}$$

dimana:

W_t : *differencing* ke$-t$,

B : operator langkah mundur (mempunyai pengaruh menggeser data satu periode ke belakang),

d : orde *differencing*, $d = 1,2,\cdots,n$,

Z_t : variabel Z pada waktu ke-t, $t = 2,3,\cdots,n$.

b. Stasioneritas dalam Varians

Suatu data *time series* dikatakan stasioner dalam variansi apabila struktur data dari waktu ke waktu mempunyai fluktuasi data yang tetap atau konstan dan tidak berubah-ubah. Secara visual, untuk melihat hal tersebut dapat dibantu dengan menggunakan plot *time series*, yaitu dengan melihat fluktuasi data dari waktu ke waktu. Proses untuk menstasionerkan data dalam variansi dapat dilakukan dengan menggunakan transformasi Box-Cox. Stasioner dalam varians dapat dilakukan dengan transformasi Box-Cox dengan persamaan sebagai berikut (Wei, 2006):

$$T(Z_t) = \begin{cases} \dfrac{Z_t^{\lambda} - 1}{\lambda}, & \lambda \neq 0 \\ \lim\limits_{\lambda \to 0} \dfrac{Z_t^{\lambda} - 1}{\lambda} = \ln Z_t\,, & \lambda = 0. \end{cases} \tag{2.36}$$

Pemeriksaan stasioneritas dalam varians dapat dilihat ketika nilai dari parameter λyang diperoleh masih kurang dari nilai 1 maka perlu dilakukan transformasi agar *varians* data menjadi konstan. Berikut adalah ketentuan-ketentuan nilai λ atau nilai estimasi pada Box-Cox (Wei, 2006):

Tabel 2. 2 Transformasi Box-Cox

Nilai dari λ(lambda)	Transformasi
$-1,0$	$\frac{1}{Z_t}$
$-0,5$	$\frac{1}{\sqrt{Z_t}}$
0,0	$\ln Z_t$
0,5	$\sqrt{Z_t}$
1	Z_t (Tidak butuh transformasi)

2.10 Uji Kausalitas Granger

Uji Kausalitas Granger yaitu metode yang digunakan untuk menganalisis hubungan kausalitas antar variabel yang diamati, apakah suatu variabel mempunyai hubungan dua arah (saling mempengaruhi), mempunyai hubungan satu arah saja atau bahkan tidak ada hubungan antar variabel tersebut (Shcochrul, 2011). Jika suatu variabel x mempengaruhi variabel z, variabel yang pertama harus membantu meningkatkan prediksi variabel yang terakhir (Lutkepohl, 2005). Jadi, nilai z pada periode sekarang dapat dijelaskan oleh nilai z pada periode sebelumnya. Kekuatan prediksi dari informasi sebelumnya dapat menunjukkan adanya hubungan kasualitas antara y dan z dalam jangka waktu yang panjang.

Untuk melakukan pengujian terhadap hipotesis digunakan uji F dengan tahapan pengujian sebagai berikut (Gujarati & Porter, 2012):

H_0 : variabel satu tidak berpengaruh terhadap variabel lain

H_1 : variabel satu berpengaruh terhadap variabel lain

Pengujian kausalitas Granger menggunakan statistik uji F sebagai berikut (Satria, 2015):

$$F_{\text{hitung}} = \frac{\frac{\left(\frac{RSS_R - RSS_{UR}}{p}\right)}{RSS_{UR}}}{n-b}$$

$$RSS_R = \sum_{i=1}^{n} (y_i - \overline{y_i})^2$$

$$RSS_{UR} = \sum_{i=1}^{n} (y_i - \overline{y_i UR})^2$$

dengan:

RSS_R : jumlah residual kuadrat restricted (*Sum Square Error* terbatas),

RSS_{UR} : jumlah residual kuadrat unrestricted (*Sum Square Error* tidak terbatas),

p : banyak lag,

n : banyak data pengamatan,

b : banyak parameter yang diestimasi pada model.

Uji yang digunakan untuk pengambilan keputusan adalah uji F dengan keputusan: H_0 ditolak jika $F_{hitung} > F_{(a,p,n-k)}$ atau $p_{value} < \alpha$. Sehingga variabel satu berpengaruh terhadap variabel lain.

2.11 Penentuan *Lag* VARMA

Lag digunakan untuk menentukan panjang *lag* optimal yang akan digunakan dalam analisis selanjutnya. *Lag* juga digunakan untuk menentukan estimasi parameter model VARMA. *Lag* VARMA dapat ditentukan dengan menggunakan *Akaike Information Criterion* (AIC) dan Schwartz’s SBC. nilai AIC dan SBC yang digunakan untuk memilih model adalah AIC yang terkecil (Shochrul, 2011).

Kriteria untuk menguji *lag* VARMA dengan statistik AIC dan SBC sebagai berikut (Shochrul, 2011):

$$AIC_{p+q} = \ln\left|\hat{\Sigma}_{p+q}\right| + \frac{2m^2(p+q)}{n},$$
$$SBC_{p+q} = \ln\left|\hat{\Sigma}_{p+q}\right| + \frac{m^2(p+q)\ln n}{n}. \tag{2.37}$$

dengan $\hat{\Sigma}_{p+q}$ adalah estimasi dari matriks VARMA, p adalah orde AR, q adalah orde MA, $2m^2(p+q)$ adalah jumlah parameter dari AR dan MA, serta n adalah jumlah data.

2.12 Estimasi Parameter Model OLS

Estimasi parameter merupakan suatu metode untuk menduga nilai karakteristik populasi berdasarkan nilai karakteristik sampel. Malan (2007) menggunakan metode OLS untuk mengestimasi parameter model VAR dan VARMA.

Menurut Aziz (2010) misalkan diberikan model statistik linier sebagai berikut

$$y = \beta_1 x_1 + \phi_2 x_2 + \cdots + \beta_2 x_2 + e \tag{2.38}$$

Apabila ada data sebanyak n data observasi, maka persamaan (2.38) dapat ditulis dalam bentuk matriks sebagai berikut:

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} x_{11} & x_{21} & \cdots & x_{k1} \\ x_{12} & x_{22} & \cdots & x_{k2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ x_{1n} & x_{2n} & \cdots & x_{kn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \vdots \\ e_n \end{bmatrix} \tag{2.39}$$

Secara ringkas, persamaan (2.39) dapat ditulis sebagai berikut:

$$y = X\beta + e \tag{2.40}$$

Berikut ini asumsi mengenai variabel e yang telah dibuat oleh Gauss berkaitan dengan model regresi yang telah dikemukakan sebelumnya (Aziz, 2010):

1. Nilai rata-rata atau harapan variable e adalah sama dengan nol atau

$$E(e) = 0$$

   yang berarti nilai bersyarat e yang diharapkan adalah sama dengan nol dimana syaratnya yang dimaksud tergantuung pada nilai x. Dengan demikian, untuk nilai x tertentu mungkin saja nilai e sama dengan nol, mungkin positif atau negatif, tetapi untuk banyaknya nilai x secara keseluruhan nilai rata-rata e diharapkan sama dengan nol.

2. Tidak terdapat autokorelasi antar variabel utuk setiap observasi. Dengan demikian dianggap bahwa tidak terdapat hubungan yang positif atau negatif antara e_i dan e_j. Dan tidak terdapat heterokedestisitas antar variabel e untuk setiap observasi atau dikatakan bahwa setiap variabel e memenuhi syarat homokedastisitas. Artinya variabel e mempunyai variansi yang positif dan konstan yang nilainya σ^2 yaitu:

$$Var\left(e_i, e_j\right) = \begin{cases} \sigma^2, i=j \\ 0, i \neq j \end{cases}$$

   atau dalam bentuk matriks

$$\begin{bmatrix} var\ (e_1) & cov\ (e_1, e_2) & \cdots & cov\ (e_1, e_n) \\ cov\ (e_2, e_1) & var\ (e_2) & \cdots & cov\ (e_1, e_n) \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ cov\ (e_n, e_1) & cov\ (e_n, e_2) & \cdots & var\ (e_n) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma^2 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma^2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \sigma^2 \end{bmatrix}$$

   sehingga asumsi kedua ini dapat dituliskan dalam bentuk

$$cov(e) = E\ [((e - E(e))(e - E(e))'] = E(ee') = \sigma^2 I_n$$

3. Variable x dan variabel e adalah saling tidak tergantung untuk setiap observasi sehingga

$$
\begin{aligned}
cov\ (x_i, e_i) &= E[(x_i - E(x_i))(e_i - E(e_i))] \\
&= E[(x_i - \bar{x})(e_i - 0)] \\
&= E[(x_i - \bar{x})e_i] \\
&= (x_i - \bar{x})E(e_i) \\
&= 0
\end{aligned}
$$

dari ketiga asumsi di atas, maka diperoleh

$$
\begin{aligned}
E(y) &= E(X\beta + e) \\
&= E(X\beta) + E(e) \\
&= X\beta + 0 \\
&= X\beta
\end{aligned}
$$

dan kovariansi

$$cov(y) = \sigma^2 I_n$$

Aziz (2010) menyatakan bahwa misalkan sampel untuk y diberikan, maka aturan main yang memungkinkan pada pemakaian sampel untuk mendapatkan taksiran dari Φ adalah dengan membuat $e = y - X\beta$ sekecil mungkin. Untuk tujuan ini maka perlu memilih parameter Φ sehingga

$$
\begin{aligned}
S &= e'e \\
&= (y - X\beta)'(y - X\beta)
\end{aligned}
$$

sekecil mungkin.

S merupakan bentuk skalar, sehingga komponen-komponennya juga skalar. Akibatnya, *transpose* skalar tidak merubah nilai skalar tersebut.

Sehingga S dapat ditulis sebagai berikut:

$$
\begin{aligned}
S &= \sum_{t=1}^{n} e_t^2 \\
&= e_1^2 + e_2^2 + \cdots + e_n^2 \\
&= [e_1 \quad e_2 \quad \cdots \quad e_n] \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \vdots \\ e_n \end{bmatrix} \\
&= e'e \\
&= (y - X\beta)' \, (y - X\beta) \\
&= (y' - \beta'X')(y - X\beta) \\
&= y'y - y'X\beta - \beta'X'y + \beta'X'X\beta \\
&= y'y - (y'X\beta)' - \beta'X'y + \beta'X'X\beta \\
&= y'y - \beta'X'y - \beta'X'y + \beta'X'X\beta \\
&= y'y - 2\beta'X'y + \beta'X'X\beta
\end{aligned}
$$

Untuk mengestimasi parameter regresi (β) menggunakan metode LS, maka harus meminimumkan jumlah kuadrat *error* (supranto, 2004). Hal tersebut bisa diperoleh dengan melakukan turunan pertama terhadap β. Berikut ini turunan parsial pertama S terhadap β.

$$
\begin{aligned}
\frac{\partial S}{\partial \beta} &= \frac{\partial (y'y)}{\partial \beta} - 2\frac{\partial (\beta'X'y)}{\partial \beta} + \frac{\partial (\beta'X'X\beta)}{\partial \beta} \\
&= 0 - 2X'y + X'X\beta + (\beta'X'X)' \\
&= -2X'y + X'X\beta + X'X\beta \\
&= -2X'y + 2X'X\beta
\end{aligned}
$$

Kemudian hasil turunan pertama disama dengankan dengan nol, sehingga pada saat hasil turunan jumlah kuadrat *error* disamakan dengan nol, maka parameter β menjadi $\widehat{\beta}$

$$
\begin{aligned}
\frac{\partial S}{\partial \beta} &= 0 \\
-2X'y + 2X'X\hat{\beta} &= 0 \\
2X'X\hat{\beta} &= 2X'y \\
X'X\hat{\beta} &= X'y
\end{aligned}
$$

sehingga diperoleh nilai estimasi $\widehat{\beta}$ sebagai berikut:

$$\widehat{\beta} = (X'X)^{-1}X'y$$

yang dinamakan sebagai penaksir (*estimator*) parameter $\widehat{\beta}$ secara OLS (Aziz, 2010).

Selanjutnya akan ditunjukkan bahwa $\widehat{\beta}$ adalah estimasi linier tak bias dari β yakni sebagai berikut:

$$
\begin{aligned}
E(\widehat{\beta}) &= E((X'X)^{-1}X'y) \\
&= (X'X)^{-1}X'E(y) \\
&= (X'X)^{-1}X'X\beta \\
&= \beta
\end{aligned}
$$

dari sini terbukti bahwa $\widehat{\beta}$ adalah estimasi linier tak bias dari β

2.13 Uji Asumsi Residual

2.13.1 Uji Asumsi White Noise

Model dikatakan bersifat *white noise* jika residual dari model telah memenuhi asumsi identik atau variansi residual homogen serta independen (tidak terdapat korelasi antar residual). Menurut Wei (2006) proses (a_t)

disebut proses *white noise* jika korelasi deretnya terdiri dari variabel random yang tidak berkorelasi dan berdistribusi normal dengan rata-rata konstan yaitu $E(a_t) = \mu_a$, biasanya diasumsikan dengan 0, variansi konstan $\text{Var}(a_t) = \sigma_t^2$ dan $\text{cov}(a_t, a_{t-k}) = \gamma_k = 0$ untuk $k \neq 0$. Dengan demikian fungsi akan stasioner dengan autokovariansi (γ_k):

$$\gamma_k = \begin{cases} \sigma_t^2 \text{ jika } k = 0 \\ 0 \text{ jika } k \neq 0, \end{cases} \quad (2.41)$$

autokorelasi (ρ_k):

$$\rho_k = \begin{cases} 1 \text{ jika } k = 0 \\ 0 \text{ jika } k \neq 0, \end{cases} \quad (2.42)$$

dan autokorelasi parsial (ϕ_{kk}):

$$\phi_{kk} = \begin{cases} 1 \text{ jika } k = 0 \\ 0 \text{ jika } k \neq 0. \end{cases} \quad (2.43)$$

Suatu deret disebut proses *white noise* jika rata-rata dan variansinya konstan dan saling bebas.

Lutkepohl (2005) menyatakan bahwa pengujian yang bisa digunakan adalah *portmenteau*, dengan hipotesis sebagai berikut:

H_0 : tidak ada korelasi dari residual (residual memenuhi asumsi *white noise*)

H_1 : ada korelasi dari residual (residual tidak memenuhi asumsi *white noise*)

Statistik uji:

$$Q_h = n \sum_{j=1}^{n} tr(\widehat{C}_j^{'} \widehat{C}_0^{-1} \widehat{C}_j \widehat{C}_0^{-1} \quad) \quad (2.44)$$

dengan asumsi tolak H_0 apabila $Q_h \geq x^2_{\alpha;(m^2h-n^*)}$ atau *p-value* $<\alpha$

dimana,

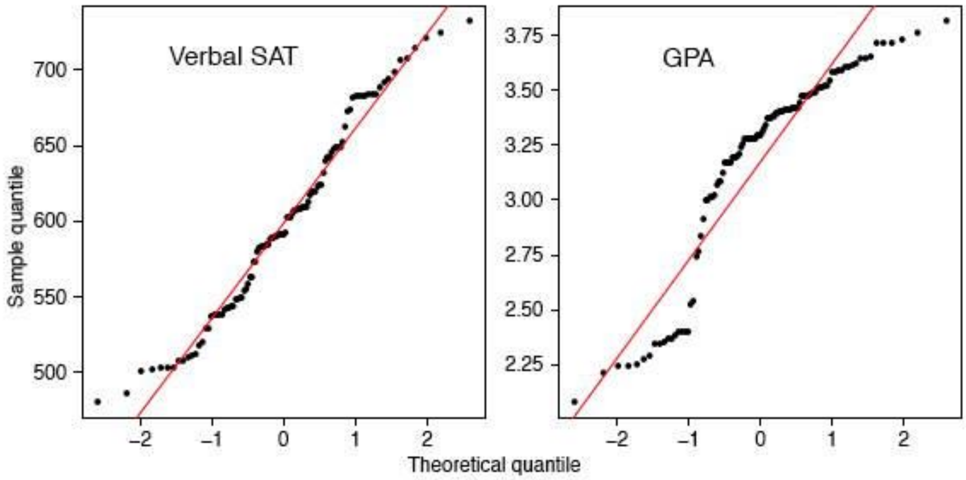
$\widehat{C}_j = \frac{1}{n}\sum_{t=j+1}^{n} \widehat{u}_t \widehat{u}_{t-j}^{'}\ )$	: matriks penduga autokovarians dari residual $\widehat{u}_t$,
$\widehat{C}_0$	: matriks $\widehat{C}_j$ ketika j =0,
n	: banyaknya sampel,
n^*	: jumlah koefisien selain konstanta yang diamati,
h	: banyaknya *lag*, dan
m	: banyaknya variabel endogen

2.13.2 Uji Asumsi Distribusi Normal Multivariat

Salah satu asumsi yang sering digunakan di dalam analisis deret waktu adalah adanya asumsi data mengikuti distribusi normal. Dalam melakukan pengujian kenormalan dari data maka dapat digunakan metode/ pendekatan grafik dan pendekatan inferensia statistika dengan uji hipotess.

Pada langkah awal, untuk menentukan model yang mungkin cocok untuk data dapat digunakan pendekatan ukuran numerik (rata-rata, median, nodus, *skewness*, *kurtosis*, dan lain-lain) atau menggunakan pendekatan grafis (histogram, *estimating densty*, *empirical cumulative, distribution function*). Secara visual, uji asumsi residual normal multivariat dapat dilihat dari grafik Q-Q plot residual dan secara formal dapat digunakan uji koefisien Q-Q plot.

Pada grafik Q-Q plot terdapat garis normal dan titik-titik hitam (*error*). semakin dekat jarak antara garis normal dengan titik-titik hitam *error* mempunyai arti bahwa residual berdistribusi normal (Rosadi, 2012). Berikut bentuk visual Q-Q plot yang berdistribusi normal:



Gambar 2. 1 Q-Q plot

2.14 Pemilihan Model Terbaik

Mean Absolute Percentage Error (MAPE) merupakan salah satu ukuran yang dapat dijadikan acuan dalam mengevaluasi keakuratan suatu model. Secara matematis, rumusnya dapat ditulis sebagai berikut (Wei, 2006):

$$MAPE = \frac{\sum_{t=1}^{N} \left| \left(\frac{Z_t - \hat{Z}_t}{Z_t} \right) x \ 100\% \right|}{N} \tag{2.45}$$

dengan:

Z_t : Data Aktual

$\hat{Z}_t$: Hasil Peramalan

N : Banyaknya data pengamatan

2.15 Peramalan

Peramalan adalah penggunaan data masa lalu dari sebuah variabel atau kumpulan variabel untuk mengestimasi nilainya di masa yang akan datang. Permalan diperukan karena adanya perbedaan kesenjangan waktu (time *lag*) antara kesadaran akan dibutuhkannya suatu kebijakan baru dengan waktu pelaksaan kebijakan tersebut. Apabila perbedaan waktu tersebut panjan, maka peran peramalan begitu penting dan sangat dibutuhkan, terutama dalam penentuan kapan terjadinya sesuatu sehingga dapat dipersiapkan tindakan yang perlu dilakukan (Anggraeni, 2008)

Peramalan adalah salah satu unsur yang sangat penting dalam pengambilan keputusan.Sebab efektif atau tidaknya suatu keputusan umumnya tergantung pada beberapa faktor yang tidak dapat dilihat pada waktu keputusan itu diambil (Soejoeti, 1987).Salah satu metode peramalan adalah analisis runtun waktu.Asumsi yang sangat penting dalam mempelajari runtun waktu.

Metode peramalan adalah cara untuk memperkirakan secara kuantitatif apa yang akan terjadi pada masa yang akan datang dengan dasar data yang relevan pada masalalu. Dengan kata lain metode peramalan bersifat objektif. Disamping itu metode peralaman memberikan urutan pengerjaan dan pemecahan atas pendekatan suatu masalah dalam peramalan, sehingga bila digunakan pendekatan yang sama dalam suatu permasalahan dalam suatu kegiatan permalan, akan dapat dasar pemikiran dan pemecahan yang sama.

Peramalan yang dibuat selalu diupayakan agar dapat (Subagyo, 1986):

a. Meminimumkan pengaruh ketidak pastian terhadap perusahaan.
b. Peramalan bertujuan mendapatkan peramalan (*forecast*) yang bisa *meminimumkan* kesalahan meramal (*forecast error*) yang biasanya diukur dengan MSE (*Mean Squared Error*), MAE (*Mean Absolute Error*), dan sebagainya.

Menurut Usman, dkk (2020) ketepatan peramalan dapat diukur melalui nilai *Mean Absolute Percentase Error* (MAPE). Apabila nilai MAPE berada di bawah 10% maka dapat dikatakan bahwa hasil peramalan terebut memiliki keakuratan yang sangat baik.

Peramalan yang baik adalah peramalan yang dilakukan dengan mengikuti langkah-langkah atau prosedur penyusunan yang baik yang akan menentukan kualitas atau mutu dari hasil peramalan yang disusun.

2.16 Saham

Saham merupakan surat tanda bukti kepemilikan modal perseroan terbatas (Jogiyanto, 2008). Harga saham terbentuk dari penawaran dan permintaan pasar modal. Harga saham cenderung naik ketika suatu saham mengalami kelebihan permintaan. Di sisi lain, harga saham cenderung turun ketika terjadi kelebihan penawaran (Fakhruddin, 2006).

Harga penutupan adalah harga yang ditampilkan ketika bursa tutup. Pentingnya harga penutupan saham yaitu karena akan menjadi acuan harga pembukaan pada keesokan harinya. Harga penutupan suatu saham biasanya digunakan untuk memprediksi harga saham periode selanjutnya. Prediksi harga saham ini sangat membantu para pelaku pasar untuk memberikan saran mengenai harga saham yang akan dijual atau dibeli oleh pelaku pasar (Fakhruddin, 2006).

2.17 Kajian Agama Mengenai Peramalan

Penjelasan mengenai peramalan berdasarkan ilmu pengetahuan mengingatkan kita pada salah satu ayat dalam Al-Qur’an Surat Yusuf Ayat 47-48 yang artinya (QS Yusuf: 47-48):

"Dia (Yusuf) berkata, "Agar kamu bercocok tanam tujuh tahun (berturut-turut) sebagaimana biasa; kemudian apa yang kamu tuai hendaklah kamu biarkan ditangkainya kecuali sedikit untuk kamu makan". Kemudian setelah itu akan datang tujuh (tahun) yang sangat sulit, yang menghabiskan apa yang kamu simpan untuk menghadapinya (tahun sulit), kecuali sedikit dari apa (bibit gandum) yang kamu simpan".

Ayat tersebut memiliki makna tersirat bahwa Nabi Yusuf diperintahkan oleh Allah SAW untuk megatur dan merencakan suatu pertanian untuk beberapa tahun mendatang. Hal ini dilakukan untuk mempersiapkan tahun sulit yang akan datang.

Dalam Al-Qur'an pada surah Yusuf ayat 47 disebutkan *"Hendaknya kalian bercocok tanam selama tujuh tahun sebagaimana biasa",* maksudnya, akan datang pada kalian kesuburan dan hujan selama tujuh tahun berturut-turut. Yusuf menafsirkan tujuh ekor sapi itu dengan tujuh tahun karena sapi itulah yang digunakan untuk mengolah tanah agar dapat mengeluarkan hasil tanaman yang berupa bulir-bulir gandum yang hijau. Kemudian, ia memberikan petunjuk kepada mereka apa yang harus mereka siapkan pada tahun-tahun itu seraya berkata *"apa yang kalian tuai (petik) biarkan tetap pada bulirnya kecuali sedikit yang kalian perlukan untuk makan",* maksudnya adalah berapapun hasil dari tanaman kalian pada tujuh tahun yang subur itu, simpanlah dalam bulir-bulirnya agar lebih awet dan tidak cepat rusak (Abdullah, 2004).

Peramalan adalah penggunaan data masa lalu dari sebuah variabel atau kumpulan variabel untuk mengestimasi nilainya di masa yang akan datang. Permalan diperukan karena adanya perbedaan kesenjangan waktu (*timelag*) antara kesadaran akan dibutuhkannya suatu kebijakan baru dengan waktu pelaksaan kebijakan tersebut. Pengertian peramalan di sini berhubungan dengan ayat di atas bahwa Nabi Yusuf menganjurkan untuk menyimpan hasil panen yang subur selama tujuh tahun, agar saat musim panceklik yang telah diramalkan terjadi selama tujuh tahun juga masyarakat masih mempunyai persediaan hasil panen (Abdullah, 2004).

BAB III
METODE PENELITIAN

3.1 Jenis Penelitian

Jenis penelitian tentang implementasi model *Vector Autoregressive Integrated Moving Average* (VARIMA) pada data saham PT. Bank Rakyat Indonesia, Tbk dan PT. Bank Central Asia, Tbk ini menggunakan jenis pendekatan deskriptif kuantitatif dengan studi literatur.Deskriptif kuantitatif dilakukan dengan menyusun data dan menganalisis sesuai dengan bahan penelitian, sedangkan studi literatur adalah pengumpulan bahan-bahan pustaka yang dibutuhkan oleh peneliti sebagai acuan dalam menyelesaikan penelitian mengenai metode VARIMA.

3.2 Data dan Sumber Data

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data sekunder berupa data saham PT. Bank Rakyat Indonesia, Tbk dan PT. Bank Central Asia, Tbk. pada tahun 2018-2021. Sedangkan sumber data yang digunakan pada penelitian ini adalah data saham PT. Bank Rakyat Indonesia, Tbk dan PT. Bank Central Asia, Tbk yang diperoleh dari website www.finance.yahoo.com yang di akses pada tangal 15 Februari 2022.

3.3 Lokasi Penelitian

Data yang diperoleh untuk penelitian ini diambil secara online dari *website* www.finance.yahoo.com dan di akses pada tanggal 15 Februari 2022.

3.4 Teknik Pengumpulan Data

Teknik pengumpulan data pada penelitian ini adalah studi kepustakaan. Studi kepustakaan merupakan pengumpulan bahan-bahan pustaka yang dibutukan peneliti yang didapatkan melalui buku-buku, jurnal, artikel atau literatur yang dipublikasikan di internet dan layak untuk digunakan sebagai sumber penelitian.

Sedangkan data yang digunakan untuk implementasi model VARIMA yaitu data saham PT. Bank Rakyat Indonesia, Tbk dan PT. Bank Central Asia, Tbk pada tahun tahun 2018-2021 yang bersumber dari *website* www.finance.yahoo.com

3.5 Instrumen Penelitian

Dalam penelitian ini penulis mengunakan beberapa aplikasi seperti Minitab, Eviews, SAS, dan SPSS 16. Sedangkan variabel-variabel yang digunakan untuk mengimplementasikan model VARIMA dalam penelitian ini adalah sebagai berikut:

$Z_{1,t}$: harga saham PT. Bank Rakyat Indonesia, Tbk

$Z_{2,t}$:harga saham PT. Bank Central Asia, Tbk

3.6 Teknik Analisis Data

Adapun langkah-langkah analisis data dengan model VARIMA sebagai berikut :

1. Mengidentifikasi data

   Identifikasi data adalah langkah untuk mengetahui statistik deskriptif dari masing-masing variabel.

2. Melakukan uji stasioneritas data

   Uji stasioneritas data adalah langkah awal untuk memastikan data dapat digunakan untuk peramalan atau tidak. Pengujian ini dapat dilakukan menggunakan uji ADF yaitu berupa uji *unit root.*

3. Melakukan uji kausalitas granger

   Pengujian ini dilakukan untuk menguji apakah variabel yang diamati memeliki hubungan.

4. Menentukan *lag* optimum

   Penentuan *lag* optimum dilakukan untuk menentukan orde model dugaan dengan melalui plot MACF dan MPACF dan nilai AIC.

5. Estimasi Parameter

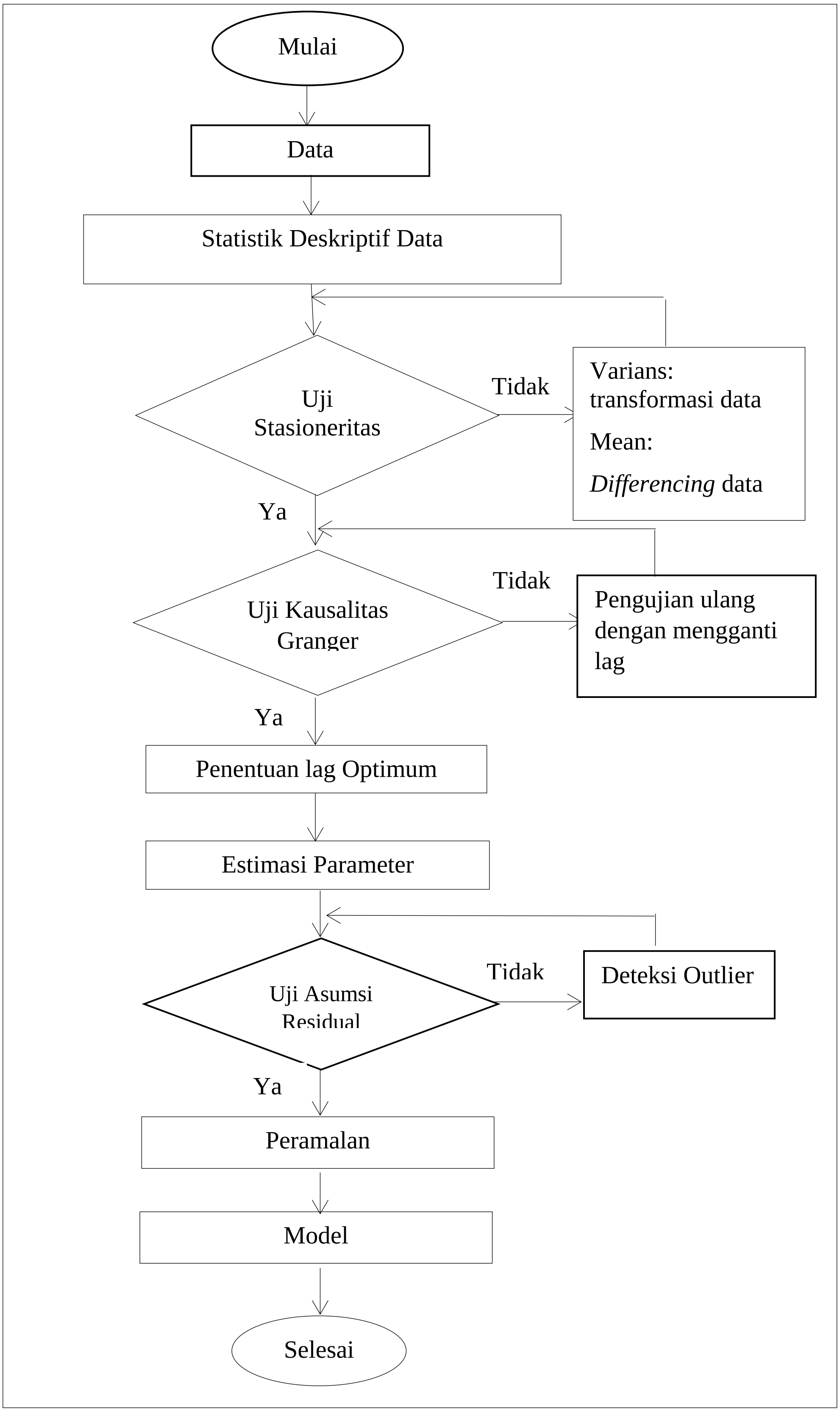
   Metode yang digunakan dalam estimasi parameter model VARIMA adalah metode *Least Square*. Nilai estimasi parameter didapatkan menggunakan bantuan *software SAS.*

6. Pengujian asumsi residual.

   Menguji asumsi residual pada model yang didapatkan, asumsi residual data yang harus dipenuhi adalah *white noise* dan uji normal *multivariate*.

7. Melakukan peramalan periode selanjutnya dengan model VARIMA.

Flow chart implementasi model VARIMA adalah sebagai berikut :



BAB IV
HASIL DAN PEMBAHASAN

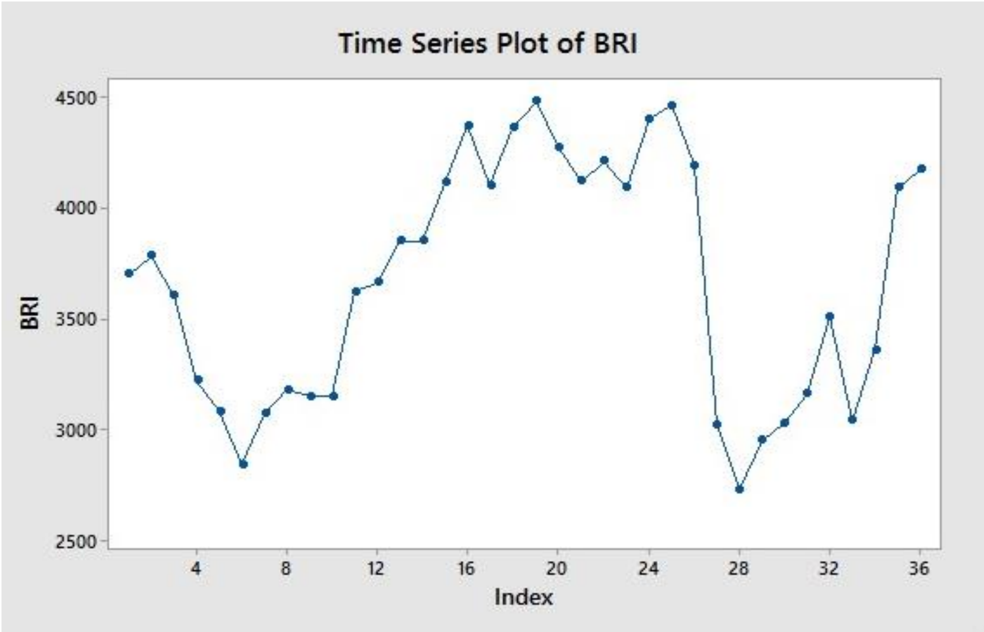
4.1 Identifikasi data

Identifikasi data merupakan suatu langkah dalam menentukan statistik deskriptif dari sebuah data. Adapun statistik deskriptif untuk data harga saham PT. Bank Rakyat Indonesia, Tbk dan PT. Bank Central Asia, Tbk ditampilkan dalam tabel 4.1 sebagai berikut:

Tabel 4. 1 Statistika Deskriptif Data Indeks Harga Saham

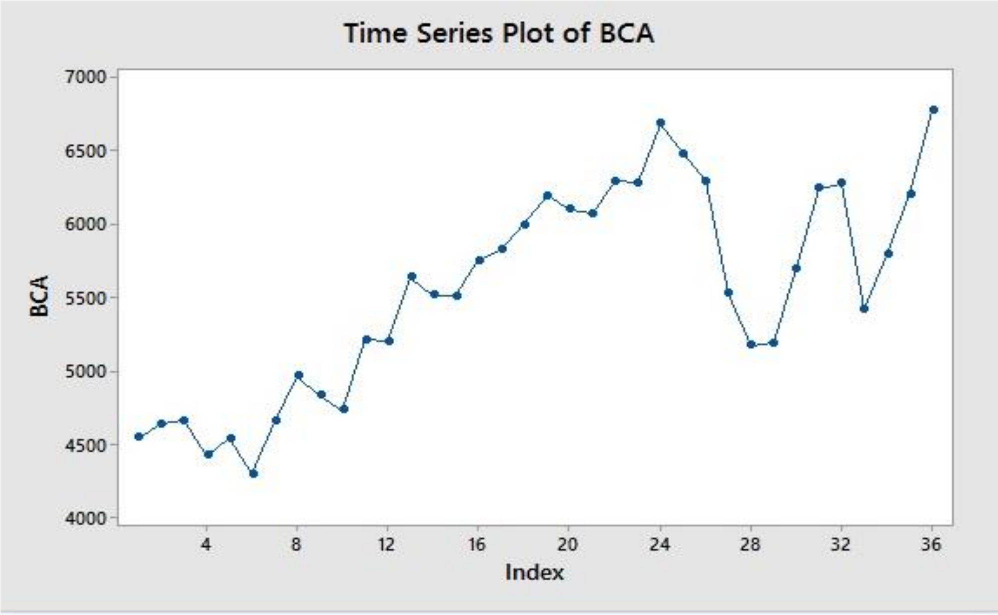
Variabel	Jumlah Data	Min	Maks	Mean	Std. deviation
PT. BRI	36	2730	4480	3665,8	544,1
PT. BCA	36	4295	6770	5543,6	706,3

Berdasarkan tabel 4.1, dapat dikatakan bahwa rata-rata harga saham penutupan PT. Bank Central Asia lebih besar dari PT. Bank Rakyat Indonesia, dengan nilai rata-rata sebesar 5543,6 , dimana saham tertinggi bernilai 6770 pada bulan Desember 2020 dan saham terendah bernilai 4295 pada bulan Juni 2018. Sedangkan nilai rata-rata PT. Bank Rakyat Indonesia sebesar 3665,8 dengan harga saham teringgi bernilai 4480 pada bulan Juli 2019 dan harga saham terendah bernilai 2730 pada bulan April 2020. Nilai rata-rata merupakan salah satu ukuran pemusatan data. Selain dilihat dari nilai maksimum dan minimum, ukuran penyebaran data juga bisa dilihat dari standar deviasi. Standar deviasi berbanding lurus dengan varians, karena standar deviasi merupakan hasil akar kuadrat dari varians. Nilai standar deviasi menunjukkan tingkat keragaman data harga saham penutupan harian ke dua variabel tersebut tidak terlalu tinggi, dengan tingkat keragaman data harga saham penutupan PT. Bank Central Asia yaitu 706,3lebih besar daripada tingkat keragaman data harga penutupan saham PT. Bank Rakyat Indonesia yaitu 544,1. Grafik pergerakan data harga saham penutupan harian pada dua variabel ditampikan dalam bentuk plot.



Gambar 4. 1 Plot Harga Penutupan Saham PT. BRI, Tbk

Berdasarkan Gambar 4.1, data harga saham penutupan PT. Bank Rakyat Indonesia, Tbk dari tahun ke tahun mengalami kenaikan dan penurunan sehingga membentuk *trend* naik turun.



Gambar 4. 2 Plot Harga Penutupan Saham PT. BCA, Tbk

Berdasarkan Gambar 4.2, data harga saham penutupan PT. Bank Central Asia,Tbkdari tahun ke tahun mengalami kenaikan dan penurunan sehingga membentuk *trend* naik turun. Sebagian besar data harga saham PT. Bank Rakyat Indonesia, Tbk dan PT. Bank Central Asia, Tbk tersebar di sekitar nilai rata-rata, maka data tersebut dapat dikatakan stasioner. Hal tersebut diperjelas uji ADF dan Box-Cox.

4.2 Uji Stasioneritas Data

Uji stasioneritas bertujuan untuk mengetahui apakah data yang digunakan sudah memenuhi asumsi stasioner dalam rata-rata dan variansi

4.2.1 Stasioner dalam Rata-Rata

Kestasioneran dalam rata-rata dapat dilihat melalui uji ADF berikut merupakan hasil uji ADF untuk kedua variable dengan alpha = 0,05.

Tabel 4. 2 Hasil *Output* Uji ADF

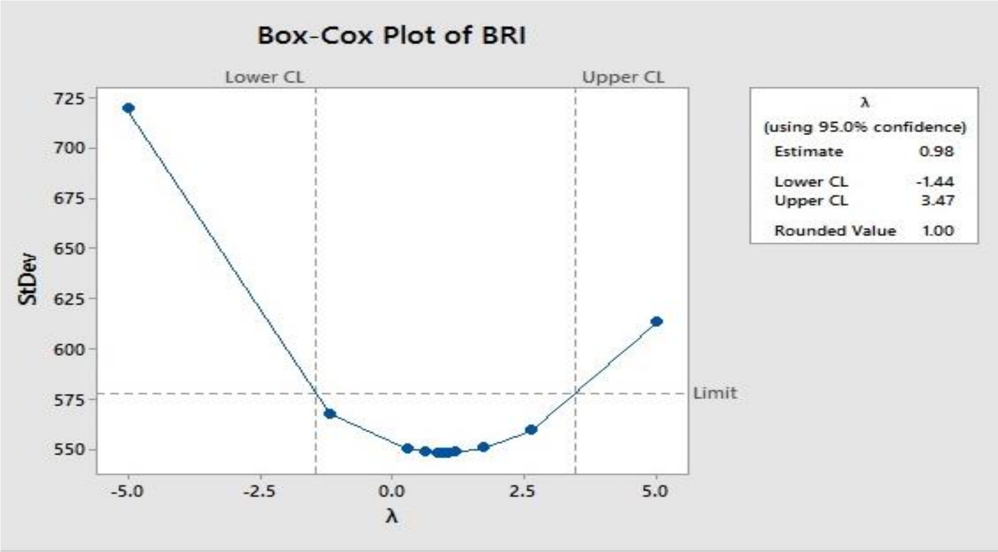
Variabel	T-Statistik	*Critical value* 5%	Prob	Keterangan
BRI	-4,685258	-2,951125	0,0006	Stasioner
BCA	-4,800899	-2,957110	0,0005	Stasioner

(Sumber: Output Eviews)

Berdasarkan tabel 4.2 dapat dilihat nilai uji ADF dan *critical value*. Data dapat dikatakan stasioner nilai mutlak t-statistik (ADF test) harus lebih besar dari nilai nilai kritis (*critical value*) dengan taraf nyata 5%. Tabel 4.2 menunjukkan bahwa nilai mutlak t-statistik PT.Bank Rakyat Indonesia, Tbk dan PT.Bank Central Asia, Tbk lebih kecil daripada nilai kritis serta dengan melihat nilai probabilitas kurang dari 0,05. Sehingga dapat disimpulkan bahwa keputusan yang diambil adalah menolak H0, maka kedua variabel tersebut sudah stasioner. Secara lengkap hasil Uji ADF dapat dilihat pada lampiran 2.

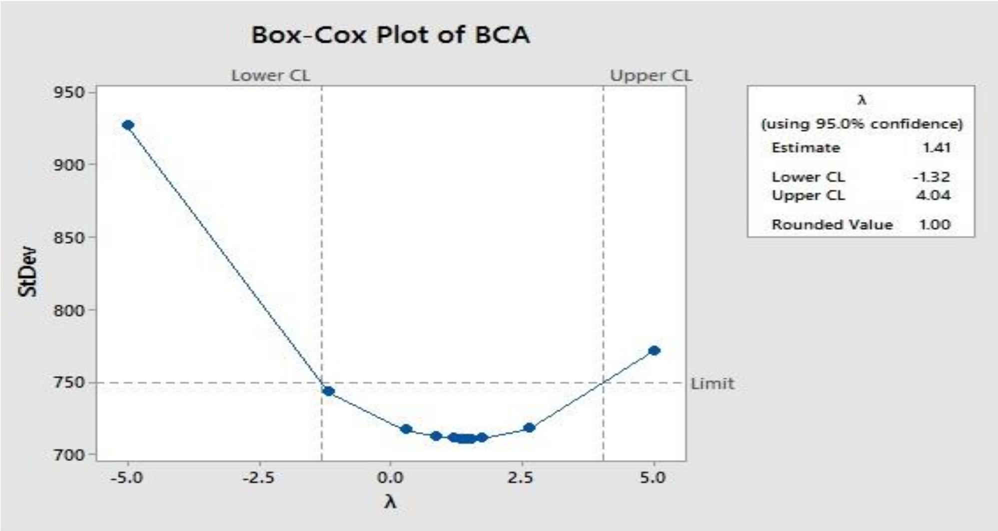
4.2.2 Stasioner dalam Varians

Uji stasioner dalam varian dapat dilakukan dengan transformasi Box-cox pada masing-masing variabel. Untuk megetahui bahwa data harga saham tersebut sudah stasioner dalam variansi maka dapat dilihat melalui Transformasi Box-cox sebagai berikut:



Gambar 4. 3 Box-Cox PT. BRI, Tbk

Gambar 4.3 menunjukkan bahwa *rounded value* yang dihasilkan pada transformasi box-cox PT. Bank Rakyat Indonesia, Tbk bernilai 1,00, artinya data stasioner dalam variansi.



Gambar 4. 4 Box-Cox PT. BCA, Tbk

Gambar 4.4 menunjukkan bahwa *rounded value* yang dihasilkan pada transformasi box-cox PT. Bank Central Asia, Tbk bernilai 1,00, artinya data stasioner dalam variansi.

4.3 Uji Kausalitas Granger

Uji kausalitas granger dapat digunakan untuk mengetahui hubungan antar variabel apakah terdapat hubungan tersebut searah atau dua arah. Sebelum dilakukan uji ini, data harus stasioner terlebih dahulu. Berikut merupakan hasil pengujian kausalitas granger dengan menggunakan data asli yaitu antara PT. Bank Rakyat Indonesia, Tbk dan PT. Bank Central Asia, Tbk. Diperoleh uji kausalitas granger sebagai berikut:

Tabel 4. 3 Uji Kausalitas Granger

Hipotesis	$F_{statistik}$	P_{value}
PT. Bank Rakyat Indonesia tidak mempengaruhi PT. Bank Central Asia	4,3486	0,0077
PT. Bank Central Asia tidak mempengaruhi PT. Bank Rakyat Indonesia, Tbk	3,6811	0,0158

(Sumber: Output Eviews)

Berdasarkan tabel 4.3 dapat dilihat bahwa nilai p_{value} PT. Bank Rakyat Indonesia, Tbk terhadap PT. Bank Central Asia, Tbk lebih kecil dari $\alpha = 0{,}05$ begitu pula nilai p_{value} PT. Bank Central Asia, Tbk terhadap PT. Bank Rakyat Indonesia lebih kecil dari $\alpha = 0{,}05$. Sehingga dapat disimpulkan bahwa variabel-variabel tersebut mengalami hubungan dua arah yaitu harga saham penutupan PT. Bank Rakyat Indonesia, Tbk berpengaruh signifikan terhadap harga saham penutupan PT. Bank CentralAsia, Tbk begitu pula harga saham penutupan PT. Bank Central Asia, Tbk berpengaruh signifikan terhadap harga saham penutupan PT. Bank Rakyat Indonesia, Tbk. Secara lengkap uji kausalitas granger dapat dilihat pada lampiran 3.

4.4 Identifikasi Model VARMA

Langkah selanjutnya yaitu melakukan identifikasi orde model VARMA melalui plot MACF dan plot MPACF. Berikkut adalah plot MACF yang dihasilkan:

Schematic Representation of Correlations

Name/Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Z1	++	++	++	+.	..	..	..	..	-.	--	--
Z2	++	++	++	.+	.+	.+	.+	..	..	..	..

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Gambar 4. 5 Plot MACF

Berdasarkan Gambar 4.5 dapat dilihat bahwa semua *lag* terdapat nilai korelasi yang bernilai lebih besar atau lebih kecil dari nilai $\pm$2SE. Hal ini ditunjukkan oleh banyaknya simbol (+) dan (-) pada beberapa *lag*, sehingga dapat dikatakan data saham PT. Bank Rakyat Indonesia, Tbk dan PT. Bank Central Asia, Tbk. tidak stasioner dalam rata-rata. Karena data belum stasioner dalam rata-rata maka perlu dilakukan proses *differencing.*

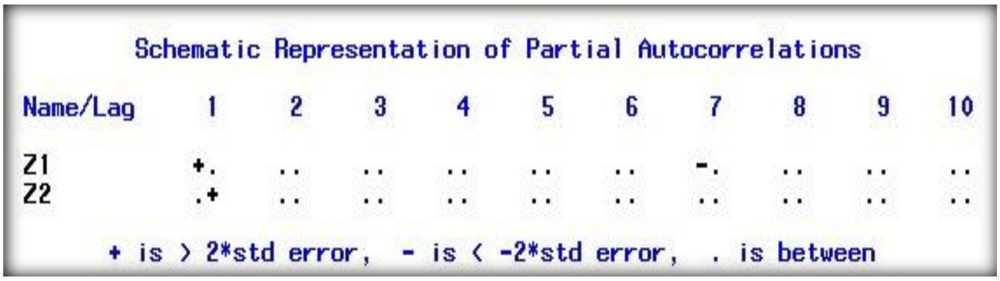
Schematic Representation of Correlations

Name/Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
Z1	++	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..
Z2	++	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Gambar 4. 6 Plot MACF Setelah *differencing*

Gambar 4.6 di atas merupakan hasil plot MACF setelah *differencing* 1 kali. Dapat dilihat bahwa korelasi ± 2 kali standar *error* muncul pada *lag* ke-0. Maka orde q atau VMA adalah 0.



Gambar 4. 7 Plot MPACF

Gambar 4.7 merupakan hasil plot MPACF dan dapat dilihat bahwa korelasi ± 2 kali standar *error* muncul pada lag ke- 1 dan 7. Maka dari itu untuk menentukan orde p atau VAR dapat dilihat dari nilai AIC yang terkecil sebagai berikut:

Tabel 4. 4 Tabel AIC

Lag	AIC
0	626,684
1	**569,911**
2	573,545
3	580,679
4	584,744
5	591,645
6	595,815
7	596,385
8	602,864

(Sumber: Output SAS)

Berdasarkan tabel 4.4 dapat diketahui bahwa nilai AIC terkecil yaitu pada *lag* 1. Sehingga orde p adalah 1. Dengan demikian maka model VAR yang terbentuk adalah VAR (1). Secara lengkap nilai AIC dapat dilihat pada lampiran 5.

Berdasarkan uji MACF dan MPACF di atas dapat diketahui bahwa model VAR yang terbentuk adalah VAR (1) dan model VMA yang terbentuk yaitu VMA(0) dengan *differencing* (1) maka dari itu dapat disimpulkan bahwa model terbaik yang didapatkan yaitu VARIMA (1,1,0).

4.5 Estimasi Parameter

Hasil Estimasi parameter model VARIMA(1,1,0) yang dilakukan menggunakan aplikasi SAS ditampilkan dalam bentuk tabel sebagai berikut:

Tabel 4. 5 Hasil Estimasi Parameter

Variabel Input	Parameter	Estimasi	P-value	Variabel Output
BRI ($Z_{1,t}$)	ϕ_{111}	-0,28058	0,0967	$Z_{1(t-1)}$
	ϕ_{112}	0,52495	0,0018	$Z_{2(t-1)}$
BCA ($Z_{2,t}$)	ϕ_{121}	-0,75490	0,0009	$Z_{1(t-1)}$
	ϕ_{122}	0,53182	0,0064	$Z_{2(t-1)}$

(Sumber: *Output* SAS)

Berdasarkan tabel 4.5 dapat dilihat bahwa keseluruhan parameter dari dua model VARIMA (1,1,0) berpengaruh signifikan terhadap model, hal tersebut dapat diketahui melalui nilai *P-value* yang kurang dari $\alpha = 0{,}1$. Semua korelasi dari empat parameter tersebut terjadi pada periode $(t-1)$. Secara lengkap hasil estimasi parameter dapat dilihat pada lampiran 6.

Merujuk pada persamaan (2.12) maka secara sistematis model VARIMA (1,1,0) untuk harga saham BRI $(Z_{1,t})$ dan harga saham BCA$(Z_{2,t})$ sebagai berikut:

$$\begin{bmatrix} Z_{1,t} - Z_{1,t-1} \\ Z_{2,t} - Z_{2,t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0{,}28058 & 0{,}52495 \\ -0{,}75490 & 0{,}53182 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{1,t-1} - Z_{1,t-2} \\ Z_{2,t-1} - Z_{2,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{1,t} \\ a_{2,t} \end{bmatrix}$$

Berikut model untuk data harga saham PT. Bank rakyat Indonesia, Tbk:

$$Z_{1,t} - Z_{1,t-1} = -0{,}28058\left(Z_{1,t-1} - Z_{1,t-2}\right) + 0{,}52495\left(Z_{2,t-1} - Z_{2,t-2}\right) + a_{1,t}$$

atau

$$Z_{1,t} = Z_{1,t-1} - 0{,}28058Z_{1,t-1} + 0{,}28058Z_{1,t-2} + 0{,}52495Z_{2,t-1} - 0{,}52495Z_{2,t-2} + a_{1,t}$$

Selanjutnya di bawah ini model untuk data harga saham PT. Bank central Asia, Tbk:

$$Z_{2,t} - Z_{2,t-1} = -0{,}75490\left(Z_{1,t-1} - Z_{1,t-2}\right) + 0{,}53182\left(Z_{2,t-1} - Z_{2,t-2}\right) + a_{2,t}$$

atau

$$Z_{2,t} = Z_{2,t-1} - 0{,}75490Z_{1,t-1} + 0{,}75490Z_{1,t-2} + 0{,}53182Z_{2,t-1} - 0{,}53182Z_{2,t-2} + a_{2,t}$$

Maka model VARIMA (1,1,0) dapat ditulis dalam bentuk matematis sebagai berikut:

$$Z_{1,t} = Z_{1,t-1} - 0{,}28058Z_{1,t-1} + 0{,}28058Z_{1,t-2} + 0{,}52495Z_{2,t-1} - 0{,}52495Z_{2,t-2} + a_{1,t}$$

$$Z_{2,t} = Z_{2t-1} - 0{,}75490Z_{1,t-1} + 0{,}75490Z_{1,t-2} + 0{,}53182Z_{2,t-1} - 0{,}53182Z_{2,t-2} + a_{2,t}$$

dengan:

$Z_{1,t}$: harga saham PT. Bank Rakyat Indonesia, Tbk

$Z_{2,t}$:harga saham PT. Bank Central Asia, Tbk

4.6 Uji Asumsi

4.6.1 Uji Asumsi Residual *White Noise*

Dalam model deret waktu, residual harus saling independen antar deret waktu dan memiliki varians konstan (*white noise*). Berikut adalah tahapan pemeriksaan residual apakah residual memenuhi syarat *white noise* atau tidak. Pengujian ini menggunakan uji *Portmanteau* dengan membandingkan nilai $p-value$ dengan nilai signifikan 0,05 dan membandingkan nilai Q-Stat dengan χ^2. Hasil dari uji *Portmanteau* dapat dilihat pada gambar 4.5 berikut:

Tabel 4. 6 Hasil Uji Portmanteau

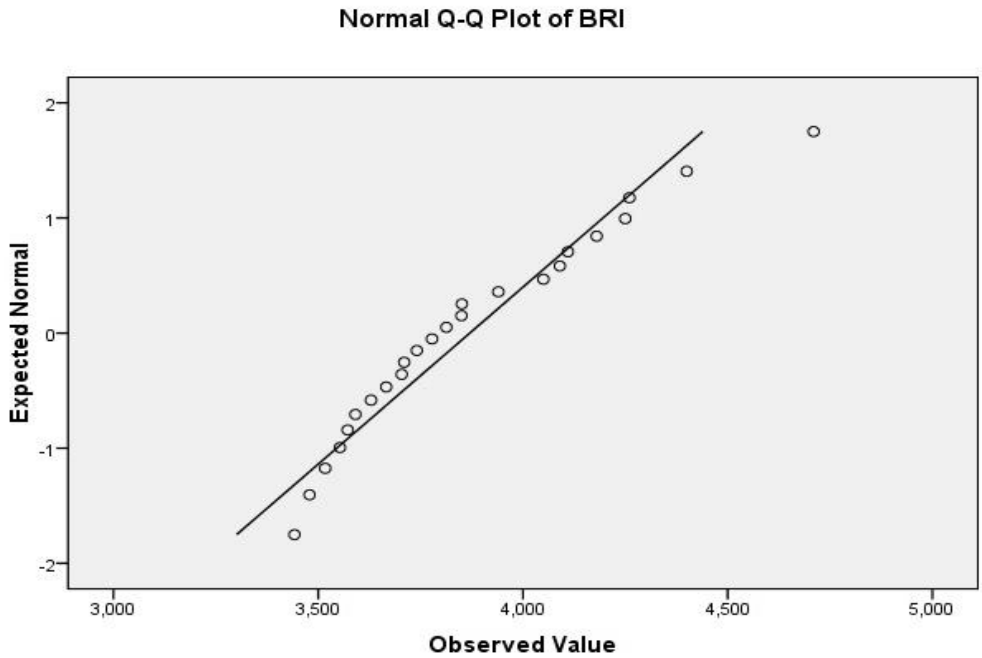
Lag	**Q-Stat**	**Prob**	$\boldsymbol{\chi^2}$
1	0,176717	-	0,182073
2	5,809344	-	6,166738
3	13,16493	0,0560	13,17029
4	14,99773	0,0592	16,34679
5	15,89785	0,1960	17,40211
6	27,23889	0,0589	31,17337
7	27,57864	0,1198	31,60120

(Sumber: Output SAS)

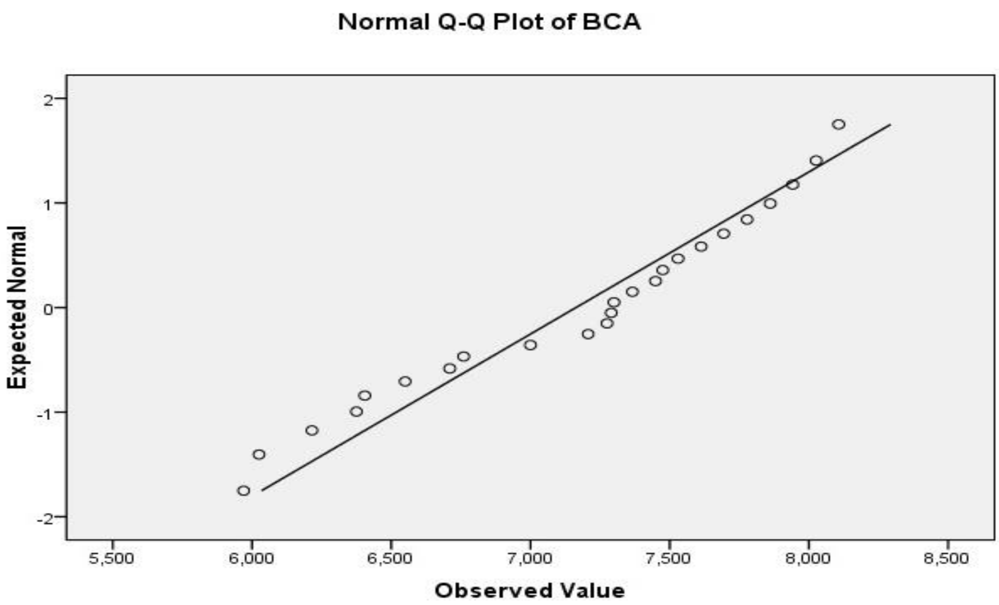
Berdasarkan tabel 4.6 diketahui bahwa tidak terdapat Q-Statistik yang lebih besar dari χ^2 dan tidak terdapat $p-value$ yang kurang dari $\alpha(0{,}05)$ maka H_0 diterima, yang berarti tidak terdapat korelasi residual antar *lag* pada pemodelan VARIMA atau residual memenuhi asumsi *white noise.* Secara lengkap hasil ujisumsi *white noise* dapat dilihat pada lampiran 4.

4.6.2 Uji Normal Multivariat

Berikut adalah pengujian asumsi residual berdistribusi normal dari model yang didapatkan dengan menggunakan bantuan *software* SPSS, dan hasilnya adalah sebagai berikut:



Gambar 4. 8 Q-Q Plot PT. BRI, Tbk



Gambar 4. 9 Q-Q Plot PT. BCA, Tbk

Garis pada gambar 4.8 dan 4.9 adalah garis normal. Semakin dekat jarak garis dengan titik-tik hitam/*error* mempunyai arti bahwa persamaan berdistribusi normal. Hal tersebut menunjukkan bahwa residual data harga saham penutupan PT. Bank Rakyat Indonesia, Tbk dan PT.Bank Central Asia, Tbk berpola linier atau titik-titik hitam berada disekitar garis lurus. Hal ini menunjukkan bahwa data harga saham penutupan PT. Bank Rakyat Indonesia, Tbk dan PT. Bank Central Asia, Tbk memenuhi asumsi uji multivariat normal.

4.7 Peramalan

Langkah terakhir dalam analisis *time series* adalah menentukan peramalan untuk periode selanjutnya. Hal ini dilakukan peramalan data harga saham penutupan PT. Bank Rakyat ndonesia, Tbk dan PT. Bank Central Asia, Tbk dari bulan Januari sampai dengan Desember pada tahun 2022. Hasil peramalan harga saham penutupan PT. Bank Rakyat Indonesia, Tbk dan PT. Bank Central Asia, Tbk periode selanjutnya dapat dilihat melalui lampiran 8 atau tabel 4.8 berikut:

Tabel 4. 7 Data Peramalan Harga Saham Penutupan

Tahun	**Bulan**	**PT. BRI**	**PT. BCA**
2022	Januari	4115,3	7303,8
	Februari	4115,9	7304,0
	Maret	4116,0	7304,0
	April	4116,0	7304,0
	Mei	4116,0	7304,0
	Juni	4116,0	7304,0

Lanjutan tabel Tabel 4. 8 Data Peramalan Harga Saham Penutup

Tahun	**Bulan**	**PT. BRI**	**PT. BCA**
2022	Juli	4116,0	7304,0
	Agustus	4116,0	7304,0
	September	4116,0	7304,0
	Oktober	4116,0	7304,0
	November	4116,0	7304,0
	Desember	4116,0	7304,0

(Sumber: Output SAS)

BAB V
PENUTUP

5.1 Kesimpulan

Berdasarkan uraian pada hasi dan pembahasan sebelumnya, maka dapat diambil kesimpulan bahwa model pada data harga saham PT. Bank Rakyat Indonesia, Tbk ($Z_{1,t}$) dan PT. Bank Central Asia, Tbk ($Z_{2,t}$) yaitu VARIMA (1,1,0):

$$Z_{1,t} = Z_{1,t-1} - 0{,}28058 Z_{1,t-1} + 0{,}28058 Z_{1,t-2} + 0{,}52495 Z_{2,t-1} - 0{,}52495 Z_{2,t-2} + a_{1,t}$$

$$Z_{2,t} = Z_{2t-1} - 0{,}75490 Z_{1,t-1} + 0{,}75490 Z_{1,t-2} + 0{,}53182 Z_{2,t-1} - 0{,}53182 Z_{2,t-2} + a_{2,t}$$

5.2 Saran

Penelitian ini dapat dikembangkan dengan menganalisis model VARIMA dengan metode dan data yang berbeda. Untuk penelitian selanjutnya disarankan menganalisis model VARIMA dengan metode yang berbeda.

DAFTAR PUSTAKA

Al-Sheikh, Abdullah bin Muhammad bin Abdurahman bin Ishaq. 2004. *Tafsir Ibnu Katsir Jilid 1*. terj. M. Abdul Ghoffar E. M, Abdurrahim Mu'thi, Abu Ihsan Al Atsari. Bogor: Pustaka Imam Asy-Syafi'i.

Ahmad, Kamaruddin. 1996. *Dasar-dasar Management Investasi* . Jakarta: PT Rineka Cipta.

Anggraeni, Wiwik dan Kartika Leivina Dewi. 2008. *Peramalan Menggunakan Metode Vector Autoregressive Moving Average (VARMA)*. Fakultas Teknologi Informasi. Jurusan Sistem Informatika.ITS.

Aziz, A. 2010. *Ekonometrika Teori dan Praktik Eksperimen dengan Matlab*. Malang: UIN Maliki Press.

Davison, A.C. and Hinkley, D. V. 2006. *Bootstrap Methods and Their Application.* Cambridge University Press, Cambridge.

Efron, B. dan R.J. Tibshirani. 1993. *An Introduction to the Bootstrap.* United States of America: CRC press LCC.

Fakhrudin, 2006. *Pasar Modal di Indonesia Pendekatan Tanya Jawab*. Jakarta: Salemba Empat.

Firdaus, Muhammad. 2004. *Ekonometrika Suatu Pendekatan Aplikatif*. Bumi Aksara.

Gaynor, P. E. dan Patrick Kirk R. C. 1994. *Time Series Modelling and Forecasting in Bussiness and Economic.* New York: McGraw Hill.

Gilgen, H. (2006). *Univariate Statisti in Geosciences.* Netherland: Springer.

Gujarati, N., & Poter, D. (2012). *Dasar-Dasar Ekonometrika. Edisi 5.* Jakarta: Salemba Empat

Hadle, W., Horowitz, J. and Kreiss, J. P. 2003. *Bootstrap methods for time series.* International Statist. Review. 71, 435-459

Hartono, Jogianto. 2000. *Teori Fortofolio dan Analisis Investasi. Edisi kedua*. Yogyakarta: BPFE.

Ikbal, Muh. 2019. *Perbandingan Model Vector Autoregressive Integrated Moving Average* dengan *Generalized Space Time Autoregressive Integrated Moving Average Untuk Peramalan Volume Pemakaian Air Bersih.*Surabaya: Universitas Airlangga.

Jogiyanto.2008. *Teori Portofolio dan Analisis Investasi.* Yogyakarta: BPEE.

Lutkepohl, H. 2005. *New Introduction to Multiple Time Series Analysis,* Berlin: Springer

Makridakis, S., Wheelwright, S.C., McGee, V.E. 1999. *Metode dan Aplikasi Peramalan*. Jilid 1. Edisi 2. Diterjemahkan oleh : Andriyanto, U.S., Basith, A. Jakarta : Erlangga. Terjemahan dari : Forcasting, 2nd Edition.

Malan, K. 2007. *Stasionary Multivariate Time Series Analysis*. Faculty of Natural & Agricultural Science, University of Pretoria, Pretoria

Maryasih, Iis. Dkk. 2016. *Penerapan Model VARMA (2,2) untuk Memprediksi Indeks Kekeringan SPI di Wilayah Jawa Barat.* Bandung : Universitas Padjajaran.

Rosadi, Dedi.2006. *Pengantar Analisis Runtun Waktu*. Yogyakarta : UGM.

Satria, I, d. 2015. *Proyeksi Data Produksi Domestok Bruto (PDB) dan Foreign Direct Investment (FDI) Menggunakan Vector Autoregressive (VAR).* Jurnal Gaussian.

Subagyo, Pangestu. 1986. *Forecasting Konsep dan Aplikasi.* Yogyakarta : BPFE Yogyakarta.

Shcochrul, d. 2011. *Cara Cerdas Menguasai Eviews*. Jakarta : Selemba empat.

Soejoeti, Z. 1987. *Materi Pokok Analisis Runtun Waktu.*Jakarta : Karunika.

Sungkono, J. 2013. *Resampling Bootstrap pada R.* Jurnal FKIP.

Suprapto, J. 2004. *Ekonometri*. Jakarta: Penerbit Galia Indonesia.

Suryawati, Lasfarina Putri. 2019. *Perancangan Sistem Peramalan Penjualan Barang Pada UD. Lancar Jaya Malang*. Kediri: Universitas Nusantara PGRI.

Topuz, D dan Sahinler, J. 2007. *Bootstrap and Jackknife Resampling Algoritm Estimation of Regression Parameters.* Journal of Applied quantitative method 2(2):188-199.

Ulya, Atiyatul. 2019. *Peramalan Harga Saham Penutupan Menggunakan Metode Vector Autoregressive Moving Average (VARMA).* Malang: UIN Malang.

Usman, Hariyati. Dkk. 2020.*Pendekatan Model Vector Autoregressive (VAR) untuk Meramalkan Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Inflasi di Provinsi Gorontalo.*Jambura Journal of Probability and Statistics.1(1). 13-23.

Wei, W. W. S. 2006. *Time Series Analysis Univariate and Multivariate Methods.* Second Editon. Pearson Education, Inc. Bonston.

Widarjono, Agus. 2018. *Ekonometrika Pengantar dan Aplikasinya Disertai Panduan Eviews Edisi Kelima.* Yogyakarta: UPP STIM YKPN.

Wulanndary, Septie. 2020. *Vector Autoregressive Integrated (VARI) Method For Forecasting The Number of International Visitor in Batam and Jakarta.* Jurnal Matematika, Statistika & Komputasi, 17(1): 94-108.

LAMPIRAN

Lampiran 1. Data Harga Saham Penutupan PT. Bank Rakyat Indonesia, Tbk dan PT. Bank Central Asia, Tbk.

Tahun	Bulan	PT. BRI	PT. BCA
2018	Januari	3700	4545
	Februari	3780	4635
	Maret	3600	4660
	April	3220	4420
	Mei	3080	4540
	Juni	2840	4295
	Juli	3070	4655
	Agustus	3180	4960
	September	3150	4830
	Oktober	3150	4730
	November	3620	5210
	Desember	3660	5200
2019	Januari	3850	5635
	Februari	3850	5515
	Maret	4110	5510
	April	4370	5750
	Mei	4100	5820
	Juni	4360	5995
	Juli	4480	6190
	Agustus	4270	6100
	September	4120	6070
	Oktober	4210	6290
	November	4090	6280
	Desember	4400	6685
2020	Januari	4460	6480
	Februari	4190	6290
	Maret	3020	5525
	April	2730	5170
	Mei	2950	5190
	Juni	3030	5695
	Juli	3160	6240
	Agustus	3510	6275
	September	3040	5420
	Oktober	3360	5790
	November	4090	6205
	Desember	4170	6770
2021	Januari	4180	6760
	Februari	4710	6710
	Maret	4400	6215
	April	4050	6405
	Mei	4260	6375
	Juni	3940	6025

	Juli	3710	5970
	Agustus	3572	6550
	September	3850	7000
	Oktober	4250	7475
	November	4090	7275
	Desember	4110	7300

Lampiran 2. Output Eviews Uji ADF

1. PT. Bank Rakyat Indonesia, Tbk

Null Hypothesis: D(BRI) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.685258	0.0006
Test critical values:	1% level	-3.639407	
	5% level	-2.951125	
	10% level	-2.614300	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

2. PT. Bank Central Asia, Tbk

Null Hypothesis: D(BCA) has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.800899	0.0005
Test critical values:	1% level	-3.653730	
	5% level	-2.957110	
	10% level	-2.617434	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Lampiran 3. Output Eviews Uji Kausalitas Granger

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 04/17/22 Time: 23:54
Sample: 2018M01 2020M12
Lags: 6

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
BRI does not Granger Cause BCA	30	4.34860	0.0077
BCA does not Granger Cause BRI		3.68114	0.0158

Lampiran 4. Output Eviews Uji Asumsi White Noise

VAR Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h
Date: 02/24/22 Time: 10:57
Sample: 2018M01 2020M12
Included observations: 34

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	0.176717	NA*	0.182073	NA*	NA*
2	5.809344	NA*	6.166738	NA*	NA*
3	13.16493	0.0560	13.17029	0.0105	4
4	14.99773	0.0592	16.34679	0.0377	8
5	15.89785	0.1960	17.40211	0.1351	12
6	27.23889	0.0589	31.17337	0.0128	16
7	27.57864	0.1198	31.60120	0.0477	20
8	30.41816	0.1713	35.31442	0.0639	24

*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.
df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

Lampiran 5. Nilai AIC

Lag=0	Lag=1	Lag=2	Lag=3	Lag=4	Lag=5	Lag=6	Lag=7	Lag=8
626.6846	569.9113	573.5459	580.6797	584.7446	591.6453	595.8158	596.3852	602.8647

Lampiran 6. Hasil Estimasi Parameter Model VARIMA (1,1,0)

Model Parameter Estimates

Equation	Parameter	Estimate	Std Error	T Ratio	Prob>|T|	Variable
Z1	AR1_1_1	-0.28058	0.16099	-1.74	0.0967	Z1(t-1)
	AR1_1_2	0.52495	0.14603	3.59	0.0018	Z2(t-1)
Z2	AR1_2_1	-0.75490	0.19276	-3.92	0.0009	Z1(t-1)
	AR1_2_2	0.53182	0.17484	3.04	0.0064	Z2(t-1)

Lampiran 8. Hasil Peramalan

Forecasts

Variable	Obs	Forecast	Standard Error	95% Confidence Limits	
Z1	1	4115.3	315.3	3497.4	4733.2
	2	4115.9	479.4	3176.4	5055.5
	3	4116.0	602.9	2934.4	5297.6
	4	4116.0	705.0	2734.2	5497.8
	5	4116.0	794.1	2559.6	5672.3
	6	4116.0	874.1	2402.8	5829.2
	7	4116.0	947.4	2259.1	5972.8
	8	4116.0	1015.4	2125.8	6106.1
	9	4116.0	1079.1	2000.9	6231.1
	10	4116.0	1139.3	1883.0	6349.0
	11	4116.0	1196.5	1770.9	6461.0
	12	4116.0	1251.0	1664.0	6567.9
Z2	13	7303.8	333.7	6649.6	7957.9
	14	7304.0	514.9	6294.8	8313.3
	15	7304.0	650.7	6028.8	8579.3
	16	7304.0	762.6	5809.3	8798.7
	17	7304.0	860.1	5618.3	8989.7
	18	7304.0	947.5	5446.9	9161.1
	19	7304.0	1027.6	5290.0	9318.0
	20	7304.0	1101.8	5144.5	9463.6
	21	7304.0	1171.4	5008.2	9599.9
	22	7304.0	1237.0	4879.5	9728.6
	23	7304.0	1299.4	4757.3	9850.7
	24	7304.0	1358.8	4640.7	9967.3

RIWAYAT HIDUP

Mariska Permata Sari, biasa dipanggil Ica dilahirkan di Bangkalan tanggal 28 Juni 1997. Anak pertama dari pasangan bapak Matwari dan ibu Hotijah. Penulis tingal di Kecamatan Bangkalan Kabupaten Bangkalan. Pendidikan dasar ditempuh di kampong halamannya yaitu SDN Gebang 01 dan lulus pada tahun 2009. Setelah itu melanjutkan ke sekolah menengah pertama di SMP Tahfidh Al-Amien Prenduan dan lulus pada tahun 2012. Sekolah menengah atas penulis tempuh di MAN Bangkalan dan lulus pada tahun 2015. Selanjutnya pada tahun 2015 penulis melanjutkan kuliah di Universitas Islam Negeri Maulana Malik Ibrahim Malang Jurusan Matematika. Penulis dapat dihubungi melalui *email:* marisriska1@gmail.com

KEMENTERIAN AGAMA RI
UNIVERSITAS ISLAM NEGERI
MAULANA MALIK IBRAHIM MALANG
FAKULTAS SAINS DAN TEKNOLOGI
Jl. Gajayana No. 50 Dinoyo Malang Telp./Fax.(0341)558933

BUKTI KONSULTASI SKRIPSI

Nama : Mariska Permata Sari
NIM : 15610009
Fakultas/Jurusan : Sains dan Teknologi / Matematika
Judul Skripsi : Implementasi Model VARIMA Pada Harga Saham PT. Bank Rakyat Indonesia, Tbk dan PT. Bank Central Asia, Tbk.
Pembimbing I : Dr. Sri Harini, M. Si
Pembimbing II : Muhammad Nafie Jauhari, M. Si

No	Tanggal	Hal	Tanda Tangan
1	17 Maret 2021	Konsultasi BAB I dan BAB II	1.
2	20 Maret 2021	Konsultasi Integrasi Bab I dan Bab II	2.
3	31 Maret 2021	Revisi Bab I dan Bab II	3.
4	31 Maret 2021	Revisi Integrasi Bab I dan Bab II	4.
5	08 November 2021	Konsultasi Bab III dan Bab IV	5.
6	24 Februari 2022	Revisi Bab IV	6.
7	1 Maret 2022	Revisi Integrasi Bab IV	7.
8	11 Maret 2022	Konsultasi Bab IV dan Bab V	8.
9	21 Maret 2022	ACC Integrasi	9.
10	24 Juni 2022	ACC Keseluruhan	10.

Malang, 24 Juni 2022
Mengetahui,
Ketua Program Studi Matematika

Dr. Elly Susanti, M.Sc
NIP. 19741129 200012 2 005