



TUGAS AKHIR - KA 184801

PENGUKURAN *VALUE AT RISK* PADA PORTOFOLIO SAHAM OPTIMAL MENGGUNAKAN COPULA-GARCH DENGAN PENDEKATAN *SINGLE INDEX MODEL*

SITI FIRDAUS

NRP 06311840000016

Dosen Pembimbing

Ulil Azmi, S.Si, M.Si

NIP 1990201912069

Galuh Oktavia Siswono, S.Si, M.Si, M.Act.Sc

NIP 1991202012059

PROGRAM STUDI SARJANA SAINS AKTUARIA

DEPARTEMEN AKTUARIA

FAKULTAS SAINS DAN ANALITIKA DATA

INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER

SURABAYA

2022



FINAL PROJECT - KA 184801

MEASUREMENT OF VALUE AT RISK IN OPTIMUM STOCK PORTOFOLIO USING COPULA-GARCH WITH SINGLE INDEX MODEL APPROACH

SITI FIRDAUS

NRP 06311840000016

Advisors

Ulil Azmi, S.Si, M.Si

NIP 1990201912069

Galuh Oktavia Siswono, S.Si, M.Si, M.Act.Sc

NIP 1991202012059

STUDY PROGRAM ACTUARIAL SCIENCE

DEPARTMENT OF ACTUARIAL SCIENCE

FACULTY OF SCIENCE AND DATA ANALYTICS

INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER

SURABAYA

2022

LEMBAR PENGESAHAN

PENGUKURAN VALUE AT RISK PADA PORTOFOLIO OPTIMAL MENGGUNAKAN COPULA-GARCH DENGAN PENDEKATAN SINGLE INDEX MODEL

TUGAS AKHIR

Diajukan untuk memenuhi salah satu syarat

Memperoleh gelar Sarjana Ilmu Aktuaria pada

Program Studi S-1 Sains Aktuaria

Departemen Aktuaria

Fakultas Sains dan Analitika Data

Institut Teknologi Sepuluh Nopember

Oleh: **SITI FIRDAUS**

NRP. 063118 4000 0016

Disetujui oleh Tim Penguji Tugas Akhir:

- | | | |
|---|---------------|---|
| 1. Ulil Azmi, S.Si, M.Si | Pembimbing |  |
| 2. Galuh Oktavia Siswono, S.Si, M.Si, M.Act.Sc | Ko-Pembimbing | () |
| 3. Dr. Drs Soehardjoepri, M.Si. | Penguji |  |
| 4. Wawan Hafid Syaifuddin, S.Si, M.Si, M.Act.Sc | Penguji | () |

SURABAYA

Juli, 2022

APPROVAL SHEET

MEASUREMENT OF VALUE AT RISK IN OPTIMUM PORTOFOLIO USING COPULA-GARCH WITH SINGLE INDEX MODEL APPROACH

FINAL PROJECT

Submitted to fulfill one of the requirement
for obtaining a degree Bachelor of Actuarial Science at
Undergraduate Study Program of Actuarial Science
Department of Actuarial Science
Faculty of Science and Data Analytics
Institut Teknologi Sepuluh Nopember

By: **SITI FIRDAUS**

NRP. 063118 4000 0016

Approved by Final Project Examiner Team:

- | | | |
|---|------------|---|
| 1. Ulil Azmi, S.Si, M.Si | Advisor |  |
| 2. Galuh Oktavia Siswono, S.Si, M.Si, M.Act.Sc | Co-Advisor | () |
| 3. Dr. Drs Soehardjoepri, M.Si. | Examiner |  |
| 4. Wawan Hafid Syaifuddin, S.Si, M.Si, M.Act.Sc | Examiner | () |

SURABAYA

July, 2022

PERNYATAAN ORISINALITAS

Yang bertanda tangan di bawah ini:

Nama mahasiswa / NRP : Siti Firdaus / 06311840000016
Departemen : Aktuaria
Dosen Pembimbing / NIP : Ulil Azmi, S.Si, M.Si / 1990201912069
Galuh O. S., S.Si, M.Si, M.Act.Sc / 1991202012059

dengan ini menyatakan bahwa Tugas Akhir dengan judul “Pengukuran *Value At Risk* pada Portofolio Saham Optimal Menggunakan Copula-GARCH dengan Pendekatan *Single Index Model*” adalah hasil karya sendiri, bersifat orisinal, dan ditulis dengan mengikuti kaidah penulisan ilmiah.

Bilamana di kemudian hari ditemukan ketidaksesuaian dengan pernyataan ini, maka saya bersedia menerima sanksi sesuai dengan ketentuan yang berlaku di institut Teknologi Sepuluh Nopember.

Surabaya, Juli 2022

Mengetahui

Dosen Pembimbing



(Ulil Azmi, S.Si, M.Si)

NIP. 1990201912069

Dosen Ko-Pembimbing



(Galuh Oktavia Siswono, S.Si, M.Si, M.Act.Sc)

NIP. 1991202012059



(Siti Firdaus)

NRP. 06311840000016

STATEMENT OF ORIGINALITY

The undersigned below:

Name of student / NRP	:	Siti Firdaus / 06311840000016
Department	:	Aktuaria
Advisor / NIP	:	Ulil Azmi, S.Si, M.Si / 1990201912069
		Galuh O. S., S.Si, M.Si, M.Act.Sc / 1991202012059

Hereby declare that the Final Project with the title of “Measurement of Value At Risk In Optimum Stock Portofolio using Copula-GARCH with Single Index Model Approach” is the result of my own work, is original, and is written by following the rules of scientific writing.

If in the future there is a discrepancy with statement then I am willing to accept sanctions in accordance with the provisions that apply at Institut Teknologi Sepuluh Nopember.

Surabaya, July 2022

Acknowledge

Advisor



(Ulil Azmi, S.Si, M.Si)

NIP. 1990201912069

Student,



(Siti Firdaus)

NRP. 06311840000016

Co-Advisor



(Galuh Oktavia Siswono, S.Si, M.Si, M.Act.Sc)

NIP. 1991202012059

PENGUKURAN VALUE AT RISK PORTOFOLIO OPTIMAL MENGGUNAKAN COPULA-GARCH DENGAN PENDEKATAN SINGLE INDEX MODEL

Nama Mahasiswa / NRP : Siti Firdaus / 063118 4000 0016
Departemen : Aktuaria FSAD - ITS
Dosen Pembimbing : Ulil Azmi, S.Si, M.Si
Galuh Oktavia Siswono, S.Si, M.Si, M.Act.Sc

Abstrak

Investasi merupakan penanaman uang atau modal dalam suatu perusahaan atau proyek guna memperoleh keuntungan. Diantara sekian banyak sekuritas yang ada, saham menjadi sekuritas yang mengalami kenaikan jumlah investor secara signifikan karena dapat memberikan keuntungan yang cukup besar. Dibalik keuntungan yang besar, terdapat risiko yang harus dihadapi oleh investor. Sehingga, investor perlu menerapkan strategi yang dapat meminimalkan risiko serta mengukur risiko pada portofolio. Dalam penelitian ini dilakukan diversifikasi dan estimasi risiko dengan menggunakan pendekatan *Single Index Model*, *Copula-GARCH*, dan *Value at Risk*. Data yang digunakan adalah data harga penutupan saham bulanan pada saham yang terdaftar pada LQ45 selama periode 1 Desember 2010 hingga 31 Desember 2021. Berdasarkan metode *Single Index Model*, didapatkan tujuh saham yang masuk dalam portofolio optimal yang terdiri atas saham BBCA (10,48%), BBNI (4,22%), BBRI (24,88%), BBTN (2,41%), BMRI (8,53%), KLBF (21,90%), dan TLKM (27,58%). Setelah itu dilakukan pemodelan Copula-GARCH pada harga penutupan saham bulanan menggunakan lima jenis copula yang terdiri atas Copula Normal, Student-t, Gumbel, Frank, dan Clayton. Didapatkan model copula terbaik untuk ketujuh saham yaitu Copula Student-t dengan nilai *maximum log-likelihood* sebesar 92,42. Hasil estimasi *Value at Risk* pada tingkat kepercayaan 95% menggunakan simulasi Monte Carlo berdasarkan model Copula Student-t menunjukkan angka kerugian maksimum sebesar 0,0439. Hal ini berarti bahwa kemungkinan kerugian yang dihadapi investor tidak akan melebihi 0,0439 bagian dari modal investasi. Semakin besar tingkat kepercayaan yang digunakan, maka semakin besar juga nilai *Value at Risk*.

Kata Kunci: *portofolio, Single Index Model, Copula, GARCH, Value at Risk*

VALUE AT RISK ESTIMATION OF OPTIMUM PORTFOLIO USING COPULA-GARCH WITH A SINGLE INDEX MODEL APPROACH

Student Name /NRP : Siti Firdaus / 063118 4000 0016

Department : Actuarial FSAD - ITS

Supervisor : Ulil Azmi, S.Si, M.Si

Galuh Oktavia Siswono, S.Si, M.Si, M.Act.Sc

Abstract

Investment is the dedication of money or capital in a company or project in order to make a profit. Among the many existing securities, stocks are securities that have experienced a significant increase in the number of investors because they can provide quite large profits. Behind the large profits, there are risks that must be faced by investors. Thus, investors need to implement strategies that can minimize risk and measure risk in the portfolio. In this study, diversification and risk estimation were carried out using the Single Index Model, Copula-GARCH, and Value at Risk approach. The data used is monthly stock closing price data on stocks listed on LQ45 during the period December 1, 2010 to December 31, 2021. Based on the Single Index Model method, seven stocks are included in the optimal portfolio consisting of BBCA shares (10.48%) , BBNI (4.22%), BBRI (24.88%), BBTN (2.41%), BMRI (8.53%), KLBF (21.90%), and TLKM (27.58%). After that, the Copula-GARCH modeling was carried out on the monthly closing price of shares using five types of copulas consisting of Normal Copula, t-Student, Gumbel, Frank, and Clayton. The best copula model for the seven stocks was obtained, namely the Copula t-Student with a maximum log-likelihood value of 92,42. The estimation result of Value at Risk at 95% confidence level using Monte Carlo simulation based on the Copula t-Student model shows a maximum loss of 0,0439. This means that the possible losses faced by investors will not exceed 0,0439 part of the investment capital. The greater the level of trust used, the greater the value at risk.

Keywords: *portofolio, Single Index Model, Copula, GARCH, Value at Risk*

KATA PENGANTAR

Puji syukur penulis panjatkan kehadirat Tuhan Yang Maha Esa atas kelimpahan rahmat dan kasih sayang-Nya sehingga penulis dapat menyelesaikan Laporan Tugas Akhir yang berjudul “Pengukuran *Value At Risk* pada Portofolio Saham Optimal Menggunakan Copula-GARCH dengan Pendekatan *Single Index Model*” dengan sebaik-baiknya.

Laporan Tugas Akhir ini disusun sebagai salah satu syarat memperoleh gelar sarjana di Departemen Aktuaria FSAD ITS Surabaya. Proses pengerjaan Tugas Akhir ini tidak akan berhalan lancar tanda adanya bantuan serta dukungan dari berbagai pihak.

1. Tuhan Yang Maha Esa atas kelimpahan rahmat dan kasih sayang-Nya
2. Bapak Dr. Drs. Soehardjoepri, M.Si selaku Kepala Departemen Aktuaria.
3. Bapak R. Mohamad Atok. S.Si, M.Si, Ph.D selaku Dosen Wali.
4. Ibu Ulil Azmi, S.Si, M.Si dan Ibu Galuh Oktavia Siswono S.Si, M.Si, M.Act.Sc, selaku dosen pembimbing Tugas Akhir yang telah memberikan kesempatan, bimbingan, dan arahan kepada penulis.
5. Bapak Dr. Drs. Soehardjoepri, M.Si dan Bapak Wawan Hafid Syaifuddin S.Si, M.Si, M.Act.Sc selaku dosen penguji yang telah memberikan kritik dan saran sehingga dapat menyempurnakan Tugas Akhir ini.
6. Dosen dan Tenaga Pendidik Departemen Aktuaria.
7. Orang tua dan segenap keluarga yang mendukung secara moral dan material.
8. Teman-teman yang telah memberikan motivasi tiada henti.
9. Seluruh pihak terkait yang tidak dapat saya sebutkan satu persatu.

Semoga laporan ini dapat bermanfaat dan dapat dijadikan salah satu referensi dalam mengembangkan ilmu pengetahuan dan teknologi kedepannya.

Surabaya, Juli 2022

Penulis

DAFTAR ISI

LEMBAR PENGESAHAN	iii
APPROVAL SHEET	iv
PERNYATAAN ORISINALITAS	v
STATEMENT OF ORIGINALITY	vi
ABSTRAK	vii
ABSTRACT	viii
KATA PENGANTAR	ix
DAFTAR ISI	xi
DAFTAR GAMBAR	xv
DAFTAR TABEL	xvii
DAFTAR LAMPIRAN	xix
BAB I PENDAHULUAN	1
1.1 Latar Belakang Masalah	1
1.2 Rumusan Masalah	3
1.3 Tujuan Penelitian	3
1.4 Manfaat Penelitian	3
1.5 Batasan Masalah	3
BAB II TINJAUAN PUSTAKA	5
2.1 Hasil Penelitian Terdahulu	5
2.2 Investasi	5
2.3 Saham	6
2.4 Risiko	6
2.5 <i>Return</i>	6
2.6 Teori Portofolio	7
2.7 Risiko Portofolio	7
2.8 <i>Return</i> Portofolio	7
2.9 <i>Single Index Model</i>	7
2.9.1 Konsep Dasar <i>Single Index Model</i>	8
2.9.2 Asumsi <i>Single Index Model</i>	8
2.9.3 Pembentukan Portofolio Optimal Menggunakan <i>Single Index Model</i>	9
2.10 Statistika Deskriptif	9
2.11 <i>Value at Risk</i>	10
2.12 Simulasi Monte Carlo	10
2.13 Uji Stasioneritas	10
2.14 <i>Autoregressive Integrated Moving Average</i> (ARIMA)	11
2.14.1 <i>Model Autoregressive Integrated Moving Average</i> (ARIMA)	11
2.14.2 Fungsi Autokorelasi (ACF)	12
2.14.3 Fungsi Autokorelasi Parsial (PACF)	12
2.14.4 Pendugaan Parameter	12
2.14.5 Uji Signifikansi Parameter	13
2.14.6 <i>White Noise</i>	13
2.14.7 Pemilihan Model Terbaik	14
2.15 <i>Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity</i> (GARCH)	14
2.15.1 Identifikasi ARCH/GARCH	14

2.15.2 Model <i>Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity</i> (GARCH)	15
2.15.3 Identifikasi Kenormalan pada Residual ARCH/GARCH	15
2.16 Copula	16
2.16.1 Fungsi Copula.....	16
2.16.2 Uji Dependensi	18
2.16.3 Estimasi Parameter Copula dengan <i>Maximum Likelihood Estimation</i> (MLE)	20
BAB III METODE PENELITIAN	21
3.1 Sumber Data.....	21
3.2 Variabel Penelitian	21
3.3 Tahapan Analisis	21
3.3.1 Studi Literatur.....	21
3.3.2 Optimalisasi Portofolio dengan <i>Single Index Model</i>	22
3.3.3 Pemodelan Copula-GARCH	22
3.3.4 Estimasi <i>Value at Risk</i>	22
3.3.5 Penarikan Kesimpulan.....	23
3.4 Diagram Alir Penelitian	23
BAB IV HASIL DAN PEMBAHASAN	25
4.1 Pembentukan Portofolio Optimal dengan Pendekatan <i>Single Index Model</i>	25
4.1.1 Perhitungan <i>Actual Return</i>	25
4.1.2 Perhitungan <i>Expected Return</i> , Standar Deviasi dan Varian Saham	25
4.1.3 Perhitungan Kovarian antara IHSG dengan Saham Individual	27
4.1.4 Perhitungan <i>Alpha</i> , <i>Beta</i> , dan <i>Variance Error Residual</i>	27
4.1.5 Perhitungan <i>Excess Return to Beta</i> , <i>Cut Off Rate</i> , dan Pembentukan Portofolio Optimal	29
4.1.6 Pembobotan Portofolio Optimal.....	30
4.1.7 Perhitungan <i>Expected Return</i> dan <i>Variance</i> Portofolio	30
4.2 Statistika Deskriptif.....	31
4.3 Pemodelan ARIMA.....	32
4.3.1 Uji Stasioneritas	32
4.3.2 Pendugaan dan Uji Signifikansi Parameter ARIMA.....	33
4.3.3 Uji Diagnostik Residual	35
4.3.4 Pemilihan Model Terbaik	36
4.4 Pemodelan GARCH	37
4.4.1 Saham BBCA	37
4.4.2 Saham BBNI.....	38
4.4.3 Saham BBRI.....	39
4.4.4 Saham BBTN	40
4.4.5 Saham BMRI.....	41
4.4.6 Saham KLB.....	42
4.4.7 Saham TLKM.....	43
4.5 Copula	43
4.5.1 Uji Dependensi	44
4.5.2 Pemilihan Model Copula.....	44
4.6 Estimasi <i>Value at Risk</i>	46
BAB V KESIMPULAN DAN SARAN	47

5.1	Kesimpulan	47
5.2	Saran	47
DAFTAR PUSTAKA		49
LAMPIRAN		51
BIODATA PENULIS		79

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

DAFTAR GAMBAR

Gambar 3.1 Diagram Alir Penelitian	23
Gambar 4.1 <i>Actual Return Saham</i>	25

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

DAFTAR TABEL

Tabel 2.1 Penelitian Terdahulu	5
Tabel 2.2 Transformasi <i>Box-Cox</i>	10
Tabel 3.1 Variabel Penelitian.....	21
Tabel 4.1 <i>Expected Return</i> , Standar Deviasi, dan Varian Saham Individual	26
Tabel 4.2 Saham dengan <i>Expected Return</i> Positif	26
Tabel 4.3 Kovarian Saham Individual dan IHSG	27
Tabel 4.4 <i>Alpha</i> , <i>Beta</i> , dan <i>Variance Error Residual</i> Saham Individual.....	28
Tabel 4.5 <i>Excess Return to Beta</i> , <i>Cut Off Rate</i> , dan Keputusan Portofolio Optimal.....	29
Tabel 4.6 Pembobotan Portofolio Optimal	30
Tabel 4.7 <i>Expected Return</i> , <i>Variance</i> , dan Standar Deviasi Portofolio.....	30
Tabel 4.8 Analisis Deskriptif	31
Tabel 4.9 Uji Normalitas Harga Penutupan Saham	32
Tabel 4.10 Uji Stasioneritas	33
Tabel 4.11 Uji Stasioneritas Setelah <i>Differencing</i>	33
Tabel 4.12 Pendugaan dan Uji Signifikansi Parameter Model ARIMA.....	33
Tabel 4.13 Uji Asumsi Residual <i>White Noise</i>	35
Tabel 4.14 Uji Asumsi Normalitas	36
Tabel 4.15 Uji <i>Lagrange Multiplier</i> Residual Saham BBCA	37
Tabel 4.16 Pemodelan GARCH Saham BBCA	37
Tabel 4.17 Uji <i>Lagrange Multiplier</i> Residual Saham BBNI	38
Tabel 4.18 Pemodelan GARCH Saham BBNI	38
Tabel 4.19 Uji <i>Lagrange Multiplier</i> Residual Saham BBRI	39
Tabel 4.20 Pemodelan GARCH Saham BBRI	39
Tabel 4.21 Uji <i>Lagrange Multiplier</i> Residual Saham BBTN	40
Tabel 4.22 Pemodelan GARCH Saham BBTN	40
Tabel 4.23 Uji <i>Lagrange Multiplier</i> Residual Saham BMRI	41
Tabel 4.24 Pemodelan GARCH Saham BMRI	41
Tabel 4.25 Uji <i>Lagrange Multiplier</i> Residual Saham KLBF	42
Tabel 4.26 Pemodelan GARCH Saham KLBF	42
Tabel 4.27 Uji <i>Lagrange Multiplier</i> Residual Saham TLKM	43
Tabel 4.28 Pemodelan GARCH Saham TLKM	43
Tabel 4.29 Uji Normalitas Residual GARCH.....	44
Tabel 4.30 Uji Dependensi	44
Tabel 4.31 Pemodelan Copula	45
Tabel 4.32 Parameter Copula Student-t	45
Tabel 4.33 Matriks Korelasi Copula Student-t	46
Tabel 4.34 Estimasi <i>Value at Risk</i>	46

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

DAFTAR LAMPIRAN

Lampiran 1. Harga Penutupan Saham LQ45	51
Lampiran 2. <i>Actual Return</i> Saham LQ45	52
Lampiran 3. Harga Penutupan Bulanan IHSG	53
Lampiran 4. Data Tingkat BI 7 Days Repo Rate.....	54
Lampiran 5. <i>Syntax R</i>	55
Lampiran 6. Plot <i>Box Cox</i> Data Harga Saham	66
Lampiran 7. Plot <i>Box Cox</i> Data Setelah Transformasi	67
Lampiran 8. Plot ACF dan PACF Saham Sebelum Stasioner dalam Rataan	68
Lampiran 9. Plot ACF, PACF, dan Uji ADF Data Saham Setelah Stasioner.....	71
Lampiran 10. Estimasi Parameter Copula dengan Metode ML	74
Lampiran 11. Persentil 1% Simulasi Monte Carlo	76
Lampiran 12. Persentil 5% Simulasi Monte Carlo	77
Lampiran 13. Persentil 10% Simulasi Monte Carlo	78

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BAB I

PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang Masalah

Menurut Kamus Besar Bahasa Indonesia, investasi diartikan sebagai penanaman uang atau modal dalam suatu perusahaan atau proyek guna memperoleh keuntungan. Dalam perspektif investor, investasi dapat dibedakan dalam dua sektor, yaitu investasi keuangan (*financial assets*) dan investasi properti (*riil assets*). Dari kedua sektor tersebut, investasi di bidang keuangan dinilai lebih *liquid* dikarenakan instrumen pada *financial assets* lebih mudah dikonversi menjadi uang tunai dalam jangka waktu yang pendek. Instrumen investasi sektor keuangan terdiri atas uang tunai, tabungan, deposito, giro, emas, saham, logam mulia, dan lain sebagainya (Fatihudin, 2018). Saat ini, investasi di pasar modal menjadi primadona di kalangan generasi milenial dan Z. Generasi tersebut mendominasi lebih dari 80% atau sekitar 2,7 juta orang dari total keseluruhan investor di Bursa Efek Indonesia (BEI). Menurut data PT Kustodian Sentral Efek Indonesia (KSEI), jumlah investor individu di pasar modal terhitung pada akhir 2021 mengalami kenaikan sebesar 92,7% atau sekitar 3,59 juta orang dari periode tahun 2020. Begitu pula dengan jumlah investor saham yang naik sebesar 103,37% menjadi 3,44 juta orang (PT Kustodian Sentral Efek Indonesia, 2021). Saham dapat diartikan sebagai bukti atas bagian kepemilikan dari suatu perusahaan. Apabila kita memiliki saham suatu perusahaan, maka kita juga memiliki bagian atas kepemilikan perusahaan tersebut. Investor saham akan mendapatkan pembagian keuntungan berupa keuntungan yang dihasilkan oleh perusahaan (*dividen*) dan selisih antara harga beli dan harga jual (*capital gain*) (Tannadi, 2020).

Investor cenderung memilih saham dengan tingkat imbal hasil yang tinggi. Namun, semakin tinggi tingkat imbal hasil maka semakin tinggi pula tingkat risiko yang harus dihadapi oleh investor. Sehingga investor perlu melakukan analisis terhadap risiko yang bisa saja terjadi dengan memperhatikan nilai *return* saham atau portofolio. *Value at Risk* (VaR) merupakan salah satu metode analisis risiko yang cukup populer saat ini (Ferdiansyah, 2002). Metode analisis ini dapat menunjukkan kemungkinan *return* terburuk atau dengan kata lain kerugian maksimum yang dapat dialami oleh investor. Terdapat tiga pendekatan yang dapat digunakan untuk mengestimasi nilai VaR, yaitu pendekatan varian-kovarian, simulasi historis, dan simulasi Monte Carlo (Elton, dkk., 2014). Ketiga metode tersebut cukup baik untuk digunakan ketika tingkat imbal hasil pasar saham cenderung bersifat stabil dan independen (saling bebas). Tetapi metode tersebut tidak memperhatikan ada atau tidaknya ketergantungan diantara tingkat imbal hasil pasar saham. Metode yang dapat mendefinisikan ketergantungan antar variabel dan tidak membutuhkan asumsi distribusi tertentu adalah Copula. Sklar (1959) memperkenalkan Copula sebagai fungsi distribusi multivariat dengan marginal univariat berdistribusi uniform standar (Hofert, dkk., 2018). Metode ini sering kali dipadukan dengan GARCH karena dapat membangun model univariat GARCH untuk aset keuangan individu yang memiliki volatilitas cukup tinggi (Jondeau & Rockinger, 2006).

Pada penelitian yang dilakukan oleh Azmi dan Syaifuldin (2020) yang meramalkan harga komoditas. Dalam penelitian ini, peneliti menggunakan harga dari tiga komoditas yaitu, emas, minyak, dan tembaga pada periode Januari 2019 hingga Januari 2020. Metode yang digunakan dalam penelitian ini adalah ARIMA-GARCH. Hasil dari penelitian ini didapatkan model terbaik untuk komoditas emas, tembaga, dan minyak berturut-turut adalah ARIMA(0,1,1)-GARCH(1,1), ARIMA(2,1,2)-GARCH(1,2), dan ARIMA(1,1,1) dengan nilai MAPE (*Mean Absolute Percentage Error*) masing-masing komoditas adalah 0,5524; 0,8958; dan 1,8112. Hal tersebut membuktikan bahwa metode ARIMA-GARCH cocok digunakan untuk mengolah data dengan volatilitas yang cukup tinggi atau dengan kata lain terdapat heteroskedastisitas pada

residual data dimana AIC dari model ARIMA-GARCH lebih kecil dibandingkan dengan model ARIMA.

Pada penelitian yang dilakukan oleh Ting-Yu Chen dan Leh-Chyan So (2020) menganalisis estimasi *Value at Risk* dari portofolio yang mengandung Bitcoin di dalamnya. Dalam studi ini, peneliti menggunakan harga penutupan harian yang telah disesuaikan (*adjusted close price*) pada periode 23 Juli 2010 hingga 12 Maret 2019. Metode yang digunakan dalam penelitian ini meliputi Copula-GARCH, simulasi historis, varian-kovarian, EWMA, dan univariat GARCH VaR. Sampel yang digunakan meliputi emas dan etherum yang masing-masing dikombinasikan dengan Bitcoin. Hasil yang didapatkan dari penelitian ini menunjukkan bahwa metode Copula-GARCH memberikan performa yang lebih baik daripada metode tradisional pada portofolio yang terdiri atas Bitcoin dan Etherum. Sedangkan untuk portofolio yang terdiri atas Bitcoin dan emas, metode tradisional memberikan performa yang lebih baik. Namun dalam penelitian ini tidak menunjukkan proporsi tiap aset dalam portofolio.

Risiko juga dapat diperkecil dengan melakukan manajemen investasi yaitu diversifikasi. Diversifikasi merupakan strategi investasi guna meminimalkan risiko dengan mengkombinasikan sejumlah aset serta menentukan proporsi setiap aset tanpa mengurangi imbal hasil harapan (*expected return*) (Handini & Astawinetu, 2020). Dalam melakukan diversifikasi, tentu investor akan memilih aset yang optimal untuk mendapatkan *return* yang maksimal pula. Salah satu metode yang dapat membantu investor dalam menentukan portofolio optimal adalah *Single Index Model* (SIM). *Single Index Model* merupakan model yang dikembangkan oleh William Sharpe (1963) dari model Markowitz (1959). Metode yang juga disebut sebagai model indeks tunggal ini merupakan model yang mengasumsikan hanya indeks pasar sebagai faktor tunggal yang mempengaruhi harga saham. Ketika indeks pasar mengalami kenaikan, maka harga saham juga akan mengalami kenaikan secara individu (Elton, dkk., 2014). Pada penelitian yang dilakukan oleh Rachmatullah dkk (2020) yang membandingkan pendekatan *Single Index Model* dan *Markowitz* untuk mendapatkan portofolio optimal pada saham-saham yang konsisten tergabung dalam *Jakarta Islamic Index* (JII) dari periode 2018 hingga November 2021. Pada penelitian ini didapatkan 2 saham yang terbentuk dari pendekatan *Markowitz* dan 4 saham dari pendekatan *Single Index Model*. Portofolio yang dibentuk dengan pendekatan *Single Index Model* menunjukkan risiko yang lebih rendah yaitu 1,10% serta kinerja yang lebih baik daripada portofolio yang dibentuk dengan pendekatan *Markowitz* berdasarkan tiga indeks yaitu *Sharpe Index* sebesar 0,5919; *Treynor Index* 0,0042; dan *Jensen Index* sebesar 0,0035.

Pada studi yang dilakukan oleh Gunawan dkk (2022) yang menganalisis portofolio optimal pada saham LQ45 sebelum Covid-19 pada periode Februari 2019 hingga Januari 2020 dan saat pandemi Covid-19 pada periode Februari 2020 hingga Januari 2021. Metode yang digunakan dalam penelitian ini adalah pendekatan *Single Index Model* dengan menggunakan 28 saham yang tergabung dalam LQ45 sebagai sampel. Dalam penelitian ini didapatkan 3 saham yang masuk dalam portofolio optimal sebelum Covid-19 dengan *return* harapan sebesar 2,37% dan risiko sebesar 0,07%. Dan 4 saham yang masuk dalam portofolio optimal saat pandemi Covid-19 dengan *return* harapan sebesar 7,85% dan risiko sebesar 1,24%. Keunggulan yang ditawarkan *Single Index Model* adalah kemudahan dalam perhitungan bobot optimal serta memisahkan saham yang layak menjadi pembentuk portofolio dengan pemeringkatan (Elton, dkk., 2014).

Berdasarkan pada beberapa penelitian yang telah dilakukan sebelumnya, masih belum ada peneliti yang mengestimasi *Value at Risk* (VaR) dengan memperhatikan ketergantungan antar *return* saham yang memiliki volatilitas cukup tinggi pada portofolio optimal. Sehingga pada penelitian ini akan dilakukan estimasi risiko portofolio saham optimal menggunakan *Value at Risk* (VaR) dengan metode Copula-GARCH. Variabel yang akan digunakan dalam

penelitian ini adalah saham yang berturut-turut terdaftar pada LQ45 sejak Februari 2011 hingga Januari 2022 dan digunakan harga penutupan saham bulanan periode 1 Januari 2010 hingga 31 Desember 2021. Saham LQ45 merupakan saham dengan kondisi keuangan, serta prospek pertumbuhan nilai transaksi perusahaan yang tinggi. Penentuan saham yang masuk dalam portofolio optimal dan proporsinya dilakukan menggunakan pendekatan *Single Index Model* (SIM) karena dapat memberikan kinerja lebih baik dibandingkan dengan metode lainnya dengan Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) sebagai risiko pasar (*risk market*) dan *BI 7 Days Repo Rate* sebagai aset bebas risiko (*risk free*). Dari portofolio optimal yang didapatkan, selanjutnya dianalisis ketergantungan antar *return* saham yang memiliki volatilitas cukup tinggi menggunakan metode Copula-GARCH dan dilakukan estimasi *Value at Risk* pada portofolionya.

1.2 Rumusan Masalah

Berdasarkan latar belakang yang telah diuraikan, berikut permasalahan yang dibahas pada penelitian ini.

1. Bagaimana portofolio saham optimal beserta proporsinya berdasarkan pendekatan *Single Index Model*?
2. Bagaimana tingkat risiko portofolio saham optimal berdasarkan *Value at Risk* (VaR) dengan pendekatan Copula-GARCH?

1.3 Tujuan Penelitian

Berdasarkan permasalahan di atas, berikut tujuan dari penelitian ini.

1. Mengetahui dan menganalisis portofolio saham optimal beserta proporsinya berdasarkan pendekatan *Single Index Model*.
2. Mengetahui dan menganalisis tingkat risiko portofolio saham optimal berdasarkan *Value at Risk* (VaR) dengan pendekatan Copula-GARCH.

1.4 Manfaat Penelitian

Diharapkan hasil dari penelitian ini dapat diberikan manfaat bagi pembaca baik di bidang ilmu aktuaria maupun bidang ilmu lainnya. Adapun manfaat dari penelitian ini adalah sebagai berikut.

1. Memberikan pemahaman mengenai pengukuran *Value at Risk* (VaR) dengan Copula - GARCH pada portofolio saham optimal menggunakan pendekatan *Single Index Model*.
2. Memberikan pertimbangan dalam pengambilan keputusan investasi yang optimal khususnya pada saham yang terdaftar pada LQ45 bagi investor.

1.5 Batasan Masalah

Batasan masalah yang digunakan dalam penelitian ini ialah sebagai berikut:

1. Data yang digunakan merupakan data harga penutupan (*close price*) bulanan saham pada periode 1 Desember 2010 hingga 31 Desember 2021 yang berturut-turut terdaftar pada LQ45 sejak Februari 2011 hingga Januari 2022.
2. *Error* residual antar saham tidak berkorelasi.
3. Variabel risiko pasar (*risk market*) yang digunakan adalah harga penutupan Indeks Harga Saham Gabungan (^JKSE) bulanan pada periode 1 Desember 2010 hingga 31 Desember 2021.
4. Variabel bebas risiko (*risk free*) yang digunakan adalah *BI 7 Days Repo Rate* bulanan pada periode 1 Januari 2011 hingga 31 Desember 2021.

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BAB II

TINJAUAN PUSTAKA

2.1 Hasil Penelitian Terdahulu

Penelitian merupakan kegiatan yang harus dilakukan dengan tolak ukur, sehingga penelitian tidak bisa terlepas dari penelitian terdahulu. Penelitian yang menjadi acuan dan referensi dalam penelitian ini terangkum dalam Tabel 2.1 sebagai berikut.

Tabel 2.1 Penelitian Terdahulu

Peneliti	Judul	Metode Penelitian	Hasil Penelitian
Ulil Azmi dan Wawan Hafid Syaifudin (2020)	Peramalan Harga Komoditas Dengan Menggunakan Metode Arima-Garch	ARIMA-GARCH	Metode ARIMA-GARCH lebih cocok digunakan untuk data dengan volatilitas yang tinggi atau terdapat heterokedastisitas sehingga meningkatkan akurasi hasil prediksi
Ting-Yu Chen dan Leh-Chyan So (2020)	<i>Discussion on the Effectiveness of the Copula-GARCH Method to Detect Risk of a Portofolio Containing Bitcoin</i>	Copula-GARCH, simulasi historis, varian-kovarian, EWMA, GARCH	Metode Copula-GARCH memberikan hasil yang terbaik berdasarkan <i>backtesting</i> nilai <i>Value at Risk</i>
Irsyad Rachmatullah, Jubaedah Nawir, dan Tri Siswantini (2020)	Analisis Portofolio Optimal Markowitz dan Single Index Model pada <i>Jakarta Islamic Index</i>	Markowitz, Single Index Model	Portofolio yang dibentuk dengan metode <i>Single Index Model</i> dinilai lebih baik daripada metode <i>Markowitz</i> berdasarkan <i>Sharpe Index</i> , <i>Treynor Index</i> , dan <i>Jensen Index</i> .
Ari Gunawan, Erlina Pakki, dan Fauzi R. Rahim (2022)	<i>Optimal Portfolio Analysis Using the Single Index Model</i>	Single Index Model	Metode <i>Single Index Model</i> dapat memberikan kemudahan dalam perhitungan bobot optimal

2.2 Investasi

Dilansir melalui situs www.ojk.go.id, disebutkan bahwa investasi merupakan penanaman modal yang biasanya dilakukan dalam jangka panjang untuk pengadaan aktiva lengkap maupun pembelian saham dan surat berharga lainnya guna memperoleh keuntungan. Sedangkan menurut Husnan (2015), investasi merupakan setiap penggunaan uang guna memperoleh penghasilan. Terdapat beberapa tujuan lain dari investasi selain mengharapkan keuntungan di masa depan, yaitu (Tandelilin, 2014) :

1. Investor mendapatkan kehidupan lebih layak di masa depan
2. Investasi bisa mengurangi tekanan inflasi. Dengan melakukan investasi, investor dapat terhindar dari risiko penurunan nilai kekayaan atau hak milik yang diakibatkan oleh inflasi.

3. Investasi dapat menghemat pajak. Kebijakan pemberian fasilitas perpajakan kepada masyarakat yang melakukan investasi pada bidang usaha tertentu guna mendorong pertumbuhan investasi diterapkan di beberapa negara di dunia.

2.3 Saham

Saham merupakan bukti atas kepemilikan suatu perusahaan (Tannadi, 2020). Dalam kata lain, saham merupakan salah satu bentuk instrumen pasar modal yang menunjukkan bagian kepemilikan individu maupun kelompok atas suatu perusahaan. Berdasarkan kemampuan dalam hak tagih dan klaim, saham dibedakan menjadi dua jenis, yaitu (Darmaji & Fakhruddin, 2012):

1. Saham Biasa (*Common Stock*)

Saham biasa merupakan jenis saham yang dapat diklaim berdasarkan *profit* dan *loss* pada suatu perusahaan serta menempatkan pemegang saham paling junior terhadap pembagiannya. Apabila dilakukan likuidasi, maka pemegang saham atau *shareholder* akan menjadi prioritas terakhir dalam pembagian dividen.

2. Saham Preferen (*Preferred Stock*)

Saham preferen merupakan jenis saham dengan karakteristik gabungan antara obligasi dan saham biasa serta pembagian labanya tetap. Pemegang saham akan menjadi prioritas utama ketika perusahaan mengalami kerugian dengan bagi hasil penjualan aset.

2.4 Risiko

Risiko atau *risk* merupakan suatu kemungkinan realisasi *actual return* lebih rendah dibanding dengan *return* minimum yang diharapkan (*expected return*). Secara umum, risiko memiliki hubungan berbanding lurus dengan *return*. Semakin besar risiko, maka semakin besar pula *return* yang akan dihasilkan (Tandelilin, 2014). Harry Markowitz mengukur konsep risiko menggunakan pengukuran statistika, yaitu standar deviasi dan varian. Varian dan standar deviasi dapat dinyatakan dalam persamaan sebagai berikut:

$$\text{Varian return: } \text{var}(R_i) = \sum_{i=1}^N p_n [r_n - E(R_i)]^2 \quad (2.1)$$

$$\text{Standar Deviasi: } SD(R_i) = \sqrt{\text{var}(R_i)} \quad (2.2)$$

dengan $\text{var}(R_i)$ adalah varians *return* sekuritas i , $SD(R_i)$ adalah standar deviasi sekuritas i , $E(R_i)$ adalah *return* yang diharapkan dari sekuritas i , p_n adalah peluang kejadian *return* ke- i , dan r_n adalah *return* ke- n yang mungkin terjadi (Fabozzi & Markowitz, 2011).

2.5 Return

Menurut Gitman & Zutter (2012), *return* saham merupakan tingkat pengembalian untuk saham biasa dan merupakan pembayaran kas yang diterima sebagai akibat dari suatu saham pada saat awal investasi. *Return* saham dibedakan menjadi dua macam, yaitu pengukuran *actual return* yang merupakan imbal hasil keseluruhan dari suatu investasi dalam periode tertentu dan imbal hasil harapan (*expected return*) yang merupakan imbal hasil yang diharapkan akan diperoleh di masa mendatang. *Return* saham dapat dirumuskan dalam persamaan sebagai berikut:

$$R_{it} = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \quad (2.3)$$

dengan R_{it} adalah *return* saham i periode t , P_t adalah harga saham i periode t , dan P_{t-1} adalah harga saham periode $t - 1$.

2.6 Teori Portofolio

Secara harfiah, portofolio diartikan sebagai sekumpulan investasi. Hal tersebut sejalan dengan pengertian Abdul Halim tentang portofolio, dimana beliau menjelaskan bahwa portofolio merupakan adonan atas sekumpulan aset, baik berupa aset riil maupun aset finansial yang dimiliki oleh investor. Dalam teori portofolio dinyatakan bahwa risiko (*risk*) dan pengembalian (*return*) harus dipertimbangkan dengan asumsi kerangka formal untuk mengukur keduanya dalam pembentukan portofolio tersedia. Pendekatan investasi ini diprakarsai oleh Harry M. Markowitz (1927) yang merupakan seorang ekonom lulusan Universitas Chicago. Teori ini berkaitan erat dengan estimasi investor terhadap ekspektasi risiko (*expected risk*) dan pengembalian (*expected return*). Tujuan dari dibentuknya portofolio adalah untuk meminimalisir risiko tanpa mengorbankan pengembalian yang dihasilkan dengan melakukan diversifikasi. Diversifikasi portofolio diartikan sebagai penyebaran risiko ke beberapa sekuritas yang dipilih seperti saham, obligasi, deposito, aset riil, dan lain sebagainya. Portofolio dapat dikatakan efisien apabila dapat memberikan imbal hasil harapan yang maksimal dengan tingkat risiko sama atau mengandung tingkat risiko minimum dengan imbal hasil harapan yang sama. Sedangkan portofolio dapat dikatakan optimal apabila portofolio tersebut sesuai dengan karakter investor, dengan asumsi semua investor adalah *risk averse* yang mengusahakan tingkat imbal hasil yang lebih besar untuk tambahan satu unit risiko yang sama. Portofolio yang efisien belum tentu merupakan portofolio yang optimal. Sedangkan portofolio optimal merupakan portofolio efisien (Suad, 2005).

2.7 Risiko Portofolio

Risiko portofolio adalah varian *return* dari sekuritas yang membentuk sebuah portofolio. Risiko portofolio dapat didefinisikan dalam persamaan sebagai berikut:

$$Var(R_p) = \sum_{g=1}^G w_g^2 var(R_g) + \sum_{g=1}^G \sum_{h=1}^G w_g w_h cov(R_g, R_h) \quad (2.4)$$

dengan $Var(R_p)$ adalah varians *return* portofolio, $var(R_g)$ adalah varians *return* sekuritas ke- g , $cov(R_g, R_h)$ adalah kovarians antara *return* sekuritas g dan h , dan w_g adalah bobot atau proporsi dana yang akan diinvestasikan pada sekuritas ke- g , G adalah banyaknya sekuritas (Fabozzi & Markowitz, 2011).

2.8 Return Portofolio

Return Portofolio adalah rata-rata tertimbang dari imbal hasil masing-masing sekuritas tunggal pada sebuah portofolio. *Return* pada sebuah portofolio dapat dirumuskan dalam persamaan sebagai berikut:

$$R_p = w_1 R_1 + w_2 R_2 + \cdots + w_G R_G = \sum_{g=1}^G w_g R_g \quad (2.5)$$

dengan R_p adalah *return* portofolio selama periode tertentu, R_g adalah *return* aset g tunggal, w_g adalah proporsi aset g dalam portofolio, dan G adalah banyaknya aset tunggal dalam portofolio (Fabozzi & Markowitz, 2011).

2.9 Single Index Model

Single Index Model atau yang biasa disebut sebagai model indeks tunggal merupakan metode pembentukan portofolio yang dikembangkan oleh Willam Sharpe (1963) dengan menyederhanakan perhitungan pada model Markowitz. Metode ini menyeleksi saham-saham yang akan masuk dalam portofolio optimal dengan membandingkan *Excess Return To Beta* (ERB) dengan *cut off point* sebagai batasan.

2.9.1 Konsep Dasar Single Index Model

Menurut Zubir (2011), *Single Index Model* atau model indeks tunggal diartikan sebagai sebuah teknik untuk mengukur *return* beserta risiko sebuah saham maupun portofolio. Dalam model tersebut diasumsikan bahwa pergerakan *return* saham hanya berhubungan dengan pergerakan pasar. Model ini membagi *return* pada sekuritas menjadi dua bagian yaitu, komponen *return* unik yang saling bebas terhadap *return* pasar (α_i) dan komponen *return* yang berhubungan dengan *return* pasar (β_i). Secara matematis model indeks tunggal dapat dirumuskan dalam persamaan sebagai berikut:

$$R_i = \alpha_i + \beta_i R_m + e_i \quad (2.6)$$

dengan:

$$\beta_i = \frac{\sum_{t=1}^n (R_{it} - \bar{R}_{it}) \cdot (R_{mt} - \bar{R}_{mt})}{\sum_{t=1}^n (R_{mt} - \bar{R}_{mt})} \quad (2.7)$$

$$\alpha_i = E(R_i) - (\beta_i \cdot E(R_m)) \quad (2.8)$$

R_i adalah *return* sekuritas ke- i , α_i adalah bagian *return* sekuritas ke- i yang tidak dipengaruhi oleh kinerja pasar, β_i adalah ukuran kepekaan *return* sekuritas ke- i terhadap perubahan *return* pasar, R_m adalah *return* indeks pasar, dan e_i adalah *error residual*.

Model indeks tunggal juga dapat dinyatakan dalam bentuk *expected return* dalam persamaan sebagai berikut.

$$E(R_i) = \alpha_i + \beta_i \cdot E(R_m) \quad (2.9)$$

dengan varian *return* sekuritas i , sebagai berikut:

$$\sigma_i^2 = \beta_i^2 \sigma_m^2 + \sigma_{e_i}^2 \quad (2.10)$$

Sedangkan kovarian *return* antara sekuritas i dan j dapat dinyatakan dalam persamaan sebagai berikut:

$$\sigma_{ij} = \beta_i \beta_j \sigma_m^2 \quad (2.11)$$

dengan $E(R_i)$ adalah *expected return* sekuritas ke- i , $E(\alpha_i)$ adalah bagian *expected return* sekuritas ke- i yang tidak dipengaruhi oleh kinerja pasar, $E(\beta_i \cdot R_m)$ adalah ekspektasi ukuran kepekaan *return* sekuritas ke- i terhadap perubahan *return* pasar dan *expected return* indeks pasar, σ_m^2 adalah varians *return* indeks pasar, $\sigma_{e_i}^2$ adalah *variance error residual* sekuritas ke- i , β_j adalah ukuran kepekaan *return* sekuritas ke- j terhadap perubahan *return* pasar (Elton, dkk., 2014).

2.9.2 Asumsi Single Index Model

Terdapat asumsi yang harus dipenuhi dalam menggunakan model indeks tunggal yaitu, *error residual* dari sekuritas ke- i tidak berkorelasi dengan *error residual* sekuritas ke- j . Asumsi model ini dapat dirumuskan dalam persamaan sebagai berikut (Tandelilin, 2014):

$$E(e_i \cdot [R_M \cdot E(R_M)]) = 0 \quad (2.12)$$

Model ini memiliki implikasi bahwa sekuritas-sekuritas bergerak bersama-sama bukan karena efek pasar melainkan karena mempunyai hubungan umum terhadap indeks pasar yang digunakan untuk menyederhanakan masalah.

2.9.3 Pembentukan Portofolio Optimal Menggunakan *Single Index Model*

Pembentukan Portofolio optimal menggunakan metode *Single Index Model* (SIM) dapat dibagi menjadi tiga tahap, yaitu (Tandelilin, 2014):

1. Pemeringkatan saham berdasarkan *Excess Return to Beta* (ERB)

Excess Return to Beta merupakan rasio yang menunjukkan nilai ekstra atau nilai lebih dari *return* yang akan diterima tiap unit risiko pada suatu saham dengan beta yang mendefinisikan nilai risiko. ERB dapat dirumuskan dalam persamaan sebagai berikut:

$$ERB = \frac{\bar{R}_i - R_f}{\beta_i} \quad (2.13)$$

Saham yang memiliki nilai ERB terbesar merupakan saham dengan peringkat tertinggi dan sebaliknya. Saham yang masuk ke dalam portofolio adalah saham dengan nilai ERB positif.

2. Penentuan *Cut Off Rate*

Penentuan nilai pembatas dilakukan guna memisahkan saham-saham yang masuk atau keluar dari portofolio optimal. Nilai ERB yang lebih besar dari nilai pembatas akan masuk ke dalam portofolio optimal. Pada pendekatan *Single Index Model*, nilai maksimum dari C_i merupakan *cut off point* (C^*). Nilai C_i dapat dirumuskan dalam persamaan sebagai berikut:

$$C_i = \frac{\sigma_m^2 \sum_{j=1}^i \frac{(\bar{R}_j - R_f)\beta_j}{\sigma_{e_j}^2}}{1 + \sigma_m^2 \sum_{j=1}^i \frac{\beta_j^2}{\sigma_{e_j}^2}} \quad (2.14)$$

dengan σ_m^2 adalah varians *return* indeks pasar (IHSG), \bar{R}_i adalah rata-rata *return* sekuritas- i , β_i adalah tingkat sensitivitas *return* suatu sekuritas terhadap *return* pasar, dan $\sigma_{e_j}^2$ adalah varian *return* sekuritas ke- j .

3. Penentuan Proporsi Optimal

Penentuan proporsi optimal dapat dilakukan dengan mencari nilai Z_i dari setiap sekuritas yang masuk dalam kriteria portofolio optimal. Nilai Z_i dapat didefinisikan dalam persamaan sebagai berikut:

$$Z_i = \frac{\beta_i}{\sigma_{e_i}^2} \left(\frac{\bar{R}_i - R_f}{\beta_i} - C^* \right) \quad (2.15)$$

Pembobotan tiap sekuritas dapat dilakukan dengan menggunakan persamaan sebagai berikut:

$$w_i = \frac{Z_i}{\sum_{j=1}^N Z_j} \quad (2.16)$$

2.10 Statistika Deskriptif

Statistika deskriptif merupakan sekumpulan metode yang berkaitan dengan pengumpulan dan penyajian suatu data sehingga dapat memberikan informasi yang bermanfaat (Walpole, 1995). Tujuan dari statistika deskripsi adalah memberikan gambaran umum mengenai suatu data yang nantinya akan dianalisa. Statistika deskriptif dapat disajikan dalam dua bentuk, yaitu, visual seperti histogram, *pie chart*, diagram dsb serta numerik seperti ukuran pemusatan (mean, media, dan modus), tingkat kemiringan (*skewness*), persentil dsb.

2.11 Value at Risk

Value at Risk merupakan metode pengukuran risiko yang memperkirakan kerugian maksimum pada suatu portofolio pada tingkat kepercayaan tertentu yang bisa saja terjadi di masa yang akan datang secara statistik. Apabila sebuah distribusi imbal hasil memiliki fungsi densitas $f(R)$ dengan level konfidenyi $(1 - \alpha)$, maka peluang imbal hasil kurang dari R^* dapat dirumuskan dalam persamaan sebagai berikut :

$$Prob[R < R^*] = \int_{-\infty}^{R^*} f(R)dR = \alpha \quad (2.17)$$

dengan R^* adalah kuartil ke- α dari distribusi imbal hasil. *Value at Risk* (*Var*) pada level konfidenyi $(1 - \alpha)$ dapat didefinisikan dalam persamaan sebagai berikut:

$$VaR_{(1-\alpha)} = W_0 R^* \quad (2.18)$$

dengan W_0 merupakan jumlah uang yang diinvestasikan pada suatu periode $t = 0$ (Dowd, 1998).

2.12 Simulasi Monte Carlo

Simulasi Monte Carlo merupakan metode parametrik yang digunakan untuk membangkitkan data acak pada pengembalian faktor risiko (*risk factor return*) dari estimasi distribusi parameter (Jorion, 2007). Umumnya metode ini menggunakan asumsi bahwa pengembalian faktor risiko berdistribusi normal multivariat dan matriks kovarian dapat menjelaskan ketergantungan antar pengembalian dari faktor risiko. Tetapi, Monte Carlo sangat fleksibel karena dapat digunakan pada distribusi multivariat yang berbeda pada pengembalian faktor risikonya dengan melakukan modifikasi. Misalnya, kita dapat menggunakan Copula untuk memodelkan ketergantungan antar peubah dan menentukan distribusi dari pengembalian faktor risiko (Alexander, 2008). Karena fleksibilitasnya, sejauh ini metode Monte Carlo merupakan pendekatan yang paling kuat untuk mengukur *Value at Risk* menggunakan teknologi komputasi yang sering kali membutuhkan lebih banyak waktu untuk dijalankan (Jorion, 2007).

2.13 Uji Stasioneritas

Dalam analisis deret waktu, kestasioneran data sangat penting dalam membuat inferensi dari fungsi autokorelasi (ACF). Suatu data dapat dikatakan stasioner apabila autokorelasi pada *lag* tertentu tetap sama terlepas dari waktu. Suatu data harus stasioner dalam varian maupun rataan agar dapat dimodelkan dengan metode ARIMA Box Jenkins. Kestasioneran data dalam varian dapat diketahui melalui nilai lambda (λ). Suatu data dapat dinyatakan stasioner dalam varian apabila memiliki nilai $\lambda = 1$. Apabila data tidak stasioner dalam varian atau $\lambda \neq 1$, maka perlu dilakukan transformasi pada data. Transformasi dilakukan untuk menstabilkan varian suatu data dengan menggunakan transformasi *Box-Cox*. Jenis transformasi berdasarkan nilai lambda (λ) dapat dilihat pada Tabel 2.2 sebagai berikut (Wei, 2005).

Tabel 2.2 Transfomasi *Box-Cox*

Nilai Lambda (λ)	Jenis Transformasi
-0.1	$\frac{1}{Z_t}$
-0,5	$\frac{1}{\sqrt{Z_t}}$
0	$\ln Z_t$
0,5	$\sqrt{Z_t}$
1	Z_t

Kestasioneran data dalam rata-rata dapat diketahui Uji *Augmented Dickey Fuller* (ADF) dengan hipotesis sebagai berikut:

$$\begin{aligned} H_0: \delta &= 0 \\ H_1: \delta &< 0 \end{aligned}$$

dengan statistik uji sebagai berikut:

$$\tau^* = \frac{\hat{\delta}}{se(\hat{\delta})} \quad (2.19)$$

dengan δ adalah *slope coefficient* regresi. Apabila nilai $|\tau^*|$ lebih besar dari nilai kritis τ Dickey Fuller dengan derajat bebas (df) dan taraf nyata α atau nilai *p-value* lebih besar dari α maka keputusannya adalah tolak H_0 . Sehingga data dapat dikatakan bahwa data telah stasioner. Data yang tidak stasioner dalam varians akan dilakukan transformasi, sedangkan data yang tidak stasioner dalam rata-rata akan dilakukan *differencing* (Ramasubramanian & Singh, 2019).

2.14 Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA)

ARIMA merupakan metode peramalan yang diprakarsai oleh George Edward Pelham Box dan Gwilym Meirion Jenkins untuk menganalisis deret waktu. Metode ini juga dikenal sebagai metode Box-Jenkins. Terdapat lima tahapan dalam melakukan analisis ARIMA Box-Jenkins yaitu, identifikasi model, estimasi parameter, uji signifikansi parameter, uji diagnostik model, dan uji pemilihan model terbaik (Box, dkk., 2015).

2.14.1 Model Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA)

Model ARIMA secara umum dapat dirumuskan dalam persamaan sebagai berikut:

- a. Model ARIMA $(p, 0, 0)$ atau AR(q)

$$r_t = \phi_0 + \phi_1 r_{t-1} + \cdots + \phi_p r_{t-p} + a_t \quad (2.20)$$

- b. Model ARIMA $(0,0,q)$ atau MA(q)

$$r_t = c_0 + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \cdots - \theta_q a_{t-q} \quad (2.21)$$

- c. Model ARIMA $(p, 0, q)$ atau ARMA(p, q)

$$r_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i r_{t-i} + a_t - \sum_{i=1}^q \theta_i a_{t-i} \quad (2.22)$$

- d. Model ARIMA (p, d, q)

$$W_t = \theta_0 + \phi_1 W_{t-1} + \cdots + \phi_p W_{t-p} + e_t - \theta_1 e_{t-1} - \cdots - \theta_q e_{t-q} \quad (2.23)$$

dengan,

$$\begin{aligned} W_t &= r_t - r_{t-1} \\ &= \phi_1(r_{t-1} - r_{t-2}) + \phi_2(r_{t-2} - r_{t-3}) + \cdots + \phi_p(r_{t-p} - r_{t-p-1}) + e_t \\ &\quad - \theta_1 e_{t-1} - \theta_2 e_{t-2} - \cdots - \theta_q e_{t-q} \end{aligned}$$

dengan r_t adalah variabel dependen, r_{t-1} adalah variabel penjelas, ϕ adalah parameter *autoregressive* (AR), θ adalah parameter *moving average* (MA), p adalah derajat

autoregressive (AR), d adalah derajat pembedaan (*difference*), q adalah derajat *moving average* (MA), dan a_t adalah residual acak (*white noise*) (Tsay, 2010).

2.14.2 Fungsi Autokorelasi (ACF)

Ketika stasioneritas $return r_t$ lemah, maka ketergantungan linier antara r_t dan nilai masa lalu $r_{t-\ell}$ digeneralisasikan menjadi autokorelasi. Koefisien korelasi antara r_t dan $r_{t-\ell}$ disebut sebagai lag- ℓ autokorelasi dari r_t yang dilambangkan dengan ρ_ℓ , dibawah asumsi stasioneritas lemah hanya fungsi dari ℓ saja. Fungsi tersebut didefinisikan dalam persamaan sebagai berikut:

$$\rho_\ell = \frac{Cov(r_t, r_{t-\ell})}{\sqrt{Var(r_t)Var(r_{t-\ell})}} = \frac{Cov(r_t, r_{t-\ell})}{Var(r_t)} = \frac{\gamma_\ell}{\gamma_0} \quad (2.24)$$

dengan $Var(r_t) = Var(r_{t-\ell})$ pada stasioneritas lemah (Tsay, 2010).

2.14.3 Fungsi Autokorelasi Parsial (PACF)

Fungsi autokorelasi parsial (PACF) dari deret waktu yang stasioner merupakan fungsi dari autokorelasi dan fungsi ini digunakan untuk menentukan ordo p pada model AR. Fungsi autokorelasi untuk $MA(q)$ akan bernilai nol untuk *lag* selain q , sehingga fungsi autokorelasi (ACF) merupakan indikator yang baik pada tingkat (order) dari proses. Namun, ketika fungsi autokorelasi model $AR(p)$ tidak bernilai 0 setelah *lag* tertentu atau bahkan *lag dies down*. Artinya dibutuhkan informasi lain untuk menentukan tingkat (order) dari model AR. Apabila X_t adalah deret waktu (*time series*) berdistribusi normal, maka

$$\phi_{hh} = cor(X_t, X_{t-h}|X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_{t-h+1}) \quad (2.25)$$

dengan ϕ_{hh} merupakan korelasi distribusi bivariat dari X_t dan X_{t-h} bersyarat pada $X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_{t-h+1}$. Dengan menggunakan persamaan Yule-Walker didapatkan fungsi autokorelasi pada proses stasioner sebagai berikut:

$$\phi_{hh} = \frac{\rho(h) - \sum_{j=1}^{h-1} \phi_{h-1,j}\rho(h-j)}{1 - \sum_{j=1}^{h-1} \phi_{h-1,j}\rho(h-j)} \quad (2.26)$$

dengan $\phi_{h,j} = \phi_{h-1,j} - \phi_{hh}\phi_{h-1,h-j}$ untuk $j = 1, 2, \dots, h-1$ (Brockwell & Davis, 1991).

2.14.4 Pendugaan Parameter

Terdapat beberapa metode untuk melakukan pendugaan parameter, salah satunya ialah metode *Maximum Likelihood*. Pada data observasi *time series* Y_1, Y_2, \dots, Y_n , fungsi likelihood L didefinisikan sebagai peluang densitas gabungan yang terdiri atas data observasi aktual. Pada model ARIMA, L merupakan fungsi dari ϕ , θ , μ , dan σ_e^2 dengan Y_1, Y_2, \dots, Y_n sebagai data observasi. Pada model AR(1), sebagian besar asumsi dari *white noise* adalah saling bebas, berdistribusi normal dengan rata-rata nol dan standar deviasi σ_e . Fungsi peluang densitas untuk setiap e_t adalah sebagai berikut (Cryer & Chan, 2008):

$$(2\pi\sigma_e^2)^{-\frac{1}{2}} \exp\left(-\frac{e_t^2}{2\sigma_e^2}\right) \quad (2.27)$$

dengan $-\infty < e_t < \infty$.

Distribusi gabungan dari fungsi peluang desitas yang saling bebas dapat ditulis dalam persamaan sebagai berikut:

$$(2\pi\sigma_e^2)^{-\frac{(n-1)}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma_e^2} \sum_{t=n}^n e_t^2\right) \quad (2.28)$$

Sedangkan fungsi *likelihood* dari model AR(1) dapat didefinisikan dalam persamaan sebagai berikut:

$$L(\phi, \mu, \sigma_e^2) = (2\pi\sigma_e^2)^{-\frac{n}{2}} (1 - \phi^2)^{\frac{1}{2}} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma_e^2} S(\phi, \mu)\right] \quad (2.29)$$

dengan,

$$S(\phi, \mu) = \sum_{t=2}^n [(Y_t - \mu) - \phi(Y_{t-1} - \mu)]^2 + (1 - \phi^2)(Y_1 - \mu) \quad (2.30)$$

Fungsi $S(\phi, \mu)$ disebut sebagai *unconditional sum-of-squares function*. Fungsi log-likelihood dari model AR(1) dapat didefinisikan dalam persamaan sebagai berikut:

$$\ell(\phi, \mu, \sigma_e^2) = -\frac{n}{2} \log(2\pi) - \frac{n}{2} \log(\sigma_e^2) + \frac{1}{2} \log(1 - \phi^2) - \frac{1}{2\sigma_e^2} S(\phi, \mu) \quad (2.31)$$

2.14.5 Uji Signifikansi Parameter

Model ARIMA dapat dikatakan baik apabila parameter-parameternya berbeda secara signifikan dengan nol. Jika ϕ adalah parameter model ARIMA *Box-Jenkins* dengan $\hat{\phi}$ sebagai nilai taksiran parameter tersebut dan $SE(\hat{\phi})$ merupakan standar *error* dari nilai taksiran maka untuk melakukan uji signifikansi parameter dapat dilakukan dengan langkah sebagai berikut:

1. Hipotesis

$H_0: \phi = 0$, parameter sama dengan nol

$H_1: \phi \neq 0$, parameter tidak sama dengan nol

2. Taraf signifikan α

3. Statistik Uji

$$t_{hitung} = \frac{\hat{\phi}}{SE(\hat{\phi})} \quad (2.32)$$

4. Daerah Kritis

Tolak H_0 jika $|t_{hitung}| > t_{1-\frac{\alpha}{2}; df=n-n_p}$ atau $p-value < \alpha$ dengan n_p adalah banyaknya parameter.

2.14.6 White Noise

Sebuah deret waktu r_t dapat dikatakan *white noise* apabila r_t merupakan variabel acak yang berurutan dan saling bebas rata-rata serta varian terhingga. Apabila r_t berdistribusi normal dengan rata-rata nol dan varian σ^2 , maka dapat disebut sebagai *Gaussian white noise*. Pada deret waktu *white noise*, semua fungsi autokorelasi (ACF) nol atau mendekati nol (Tsay, 2010). Uji yang sering kali digunakan untuk mengetahui apakah residual bersifat *white noise* atau tidak adalah Uji Ljung-Box (Q). Uji Ljung-Box dapat dilakukan dengan langkah sebagai berikut (Cryer & Chan, 2008).

- Hipotesis:

$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k = 0$, residual *white noise*

H_1 : minimal terdapat satu $\rho_k \neq 0$ untuk $k = 1, 2, \dots, k$, residual tidak *white noise*

- Taraf Signifikan α

- Statistik Uji

$$Q_* = n(n+2) \left(\frac{\hat{r}_1^2}{n-1} + \frac{\hat{r}_2^2}{n-2} + \dots + \frac{\hat{r}_k^2}{n-k} \right) \quad (2.33)$$

- Daerah Kritis

Tolak H_0 apabila $Q_* \geq \chi_{[\alpha; K-p-q]}^2$ pada taraf nyata α atau *p-value* statistik uji Q lebih kecil dari nilai α .

Selanjutnya adalah menguji normalitas dari residual menggunakan Uji Kolmogorof Smirnov. Uji Kolmogorof Smirnov merupakan alat uji statistik yang digunakan untuk menentukan apakah suatu sampel berasal dari suatu populasi yang memiliki sebaran data tertentu atau mengikuti distribusi statistik tertentu. Hipotesis dari Uji Kolmogorof Smirnov meliputi,

H_0 : data mengikuti distribusi normal

H_1 : data tidak mengikuti distribusi normal

Statistik Uji

$$D = \sup_x |S_{(x)} - F_0(x)| \quad (2.34)$$

dengan $S_{(x)}$ adalah nilai distribusi kumulatif dari data sampel dan $F_0(x)$ adalah nilai distribusi kumulatif dari distribusi normal. Dengan daerah kritis tolak H_0 jika $D > K_{1-\alpha, n}$, dimana n adalah banyaknya observasi atau amatan.

2.14.7 Pemilihan Model Terbaik

Dalam memilih model ARIMA terbaik, *Akaike Information Criterion* (AIC) sering kali digunakan dibandingkan dengan metode lain. AIC dapat didefinisikan dalam persamaan sebagai berikut.

$$AIC = -2 \log(MLE) + 2k \quad (2.35)$$

Apabila model memuat *intercept* maka $k = p + q + 1$, sedangkan $k = p + q$ apabila tidak memuat *intercept*. Model dengan nilai AIC terkecil merupakan model terbaik (Cryer & Chan, 2008).

2.15 Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH)

Pada tahun 1982, Engle memperkenalkan ARCH sebagai salah satu metode ekonometrik, lalu dikembangkan oleh Bollerslev (1986) menjadi GARCH yang hingga saat ini menjadi andalan dalam menganalisis deret waktu pada pasar modal. Dalam membangun model GARCH, terdapat empat tahapan yaitu, menetapkan persamaan data *time series* (ARIMA), melakukan uji efek ARCH pada residualnya, menentukan model volatilitas, serta uji diagnostik untuk menentukan model yang sesuai (Tsay, 2010).

2.15.1 Identifikasi ARCH/GARCH

Misalkan $a_t = r_t - \mu_t$ merupakan residual dari persamaan rata-rata. Maka bilangan kuadrat dari residual (a_t^2) digunakan untuk mengidentifikasi heteroskedastisitas, yang biasa dikenal sebagai efek ARCH. Salah satu uji yang biasa digunakan untuk mengidentifikasi efek

ARCH adalah Uji *Lagrange Multiplier*. Uji ini ekuivalen dengan uji F untuk menguji $\alpha_i = 0$ untuk ($i = 1, \dots, m$) dalam regresi linier (Tsay, 2010).

$$a_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \dots + \alpha_m a_{t-m}^2 + e_t \quad (2.36)$$

dengan $t = m + 1, \dots, T$. Catat bahwa e_t adalah *error term*, m adalah integer positif, dan T adalah ukuran sampel. Uji *Lagrange Multiplier* dapat dilakukan dengan langkah sebagai berikut.

1. Hipotesis:
- $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_m = 0$, tidak terdapat efek ARCH
- $H_1: \text{minimal terdapat satu } \alpha_i \neq 0 \text{ untuk } i = 1, 2, \dots, p$, terdapat efek ARCH
2. Taraf Signifikan α
3. Statistik Uji

$$F = \frac{(SSR_0 - SSR_1)/m}{SSR_1/(T - 2m - 1)} \quad (2.37)$$

4. Daerah Kritis
- Tolak H_0 apabila $F > \chi_m^2(\alpha)$ atau *p-value* statistik uji F lebih kecil dari nilai α .

2.15.2 Model Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity (GARCH)

Pada model ARCH(1) peramalan varians bersyarat masa depan hanya melibatkan pengembalian kuadrat baru. Dengan memasukkan semua hasil kuadrat masa lalu dengan bobot lebih rendah untuk volatilitas lebih jauh diharapkan akurasi peramalan dapat meningkat. Salah satu pendekatannya adalah dengan memasukkan hasil kuadrat tertinggal lebih lanjut ke dalam model (Cryer & Chan, 2008). Secara umum, bentuk model ARCH(q) sebagai berikut (Tsay, 2010).

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i a_{t-i}^2 \quad (2.38)$$

dengan σ_t^2 adalah varians dari residual pada waktu ke- t , ω adalah konstanta, α_i adalah koefisien α ke- i , dan a_{t-i}^2 adalah kuadrat dari residual pada waktu ke- $(t-i)$.

Sedangkan model GARCH(q, p) secara umum dapat didefinisikan dalam persamaan sebagai berikut.

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i a_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (2.39)$$

dengan σ_t^2 adalah varians dari residual pada waktu ke- t , ω adalah konstanta, α_i adalah koefisien α ke- i , β_j adalah koefisien β ke- j , a_{t-i}^2 adalah kuadrat dari residual pada waktu ke- $(t-i)$, dan σ_{t-j}^2 adalah varians dari residual pada waktu ke- $(t-j)$.

2.15.3 Identifikasi Kenormalan pada Residual ARCH/GARCH

Uji kenormalan pada residual model ARCH-GARCH dilakukan untuk memutuskan apakah perlu adanya estimasi lanjutan atau tidak. Uji Kolmogorof Smirnov merupakan alat uji statistik yang digunakan untuk menentukan apakah suatu sampel berasal dari suatu populasi yang memiliki sebaran data tertentu atau mengikuti distribusi statistik tertentu. Hipotesis dari Uji Kolmogorof Smirnov meliputi,

- H_0 : data mengikuti distribusi normal
 H_1 : data tidak mengikuti distribusi normal

Statistik Uji

$$D = \sup_x |S_{(x)} - F_0(x)|$$

dimana $S_{(x)}$ adalah nilai distribusi kumulatif dari data sampel dan $F_0(x)$ adalah nilai distribusi kumulatif dari distribusi normal. Dengan daerah kritis tolak H_0 jika $D > K_{1-\alpha,n}$, dimana n adalah banyaknya observasi atau amatan.

2.16 Copula

Copula merupakan sebuah fungsi distribusi multivariat tertentu. Berdasarkan teorema Sklar, copula merupakan fungsi yang menggabungkan margin univariat tertentu ke dalam fungsi distribusi d -dimensi H . Apabila fungsi distribusi H dari d -dimensi vektor acak $X = (X_1, \dots, X_d)$ yang didefinisikan dalam persamaan sebagai berikut.

$$\begin{aligned} H(x) &= \mathbb{P}(X \leq x) \\ &= \mathbb{P}(X_1 \leq x_1, \dots, X_d \leq x_d) \end{aligned}$$

dimana $x = (x_1, \dots, x_d) \in \mathbb{R}^d$. Fungsi distribusi F_j dari $X_j, j \in \{1, \dots, d\}$, yang dapat didefinisikan dalam fungsi distribusi multivariat H sebagai berikut.

$$F_j(x_j) = H(\infty, \dots, \infty, x_j, \infty, \dots, \infty), x_j \in \mathbb{R}$$

Oleh karena itu, F_1, \dots, F_d juga disebut sebagai margin univariat dari H atau fungsi distribusi marginal dari X (Hofert, dkk., 2018).

2.16.1 Fungsi Copula

Terdapat dua macam copula yang sering digunakan dalam dunia keuangan yaitu copula Elliptical dan Archimedean. Copula elliptical merupakan copula dari distribusi elips. Terdapat dua copula yang sangat penting dalam keluarga Elliptical, yaitu sebagai berikut:

a. Copula Normal

Sebuah Copula Normal berdimensi d berasal dari distribusi normal multivariat $N_d(0, P)$ dengan matriks korelasi P . Jika ϕ_P adalah fungsi distribusi dari $u \in [0,1]^d$, maka copula normal dapat ditulis dalam persamaan sebagai berikut:

$$\begin{aligned} C_P^n(u) &= \Phi_P(\Phi^{-1}(u_1), \dots, \Phi^{-1}(u_d)) \\ &= \int_{-\infty}^{\Phi^{-1}(u_d)} \dots \int_{-\infty}^{\Phi^{-1}(u_1)} \frac{\exp(-\frac{1}{2}x'P^{-1}x)}{(2\pi)^{\frac{d}{2}}\sqrt{\det P}} dx_1 \dots dx_d \end{aligned} \quad (2.40)$$

dengan Φ^{-1} adalah fungsi kuantil dari $N(0,1)$ (Hofert, dkk., 2018).

b. Copula Student-t

Sebuah Copula Student-t berdimensi d dengan vektor lokasi 0, matriks P , dan fungsi distribusi $v > 0$. Jika $t_{P,v}$ adalah fungsi distribusi dari $u \in [0,1]^d$, maka Copula Student-t dapat ditulis dalam persamaan sebagai berikut:

$$\begin{aligned} C_{P,v}^t(u) &= t_{P,v}(t_v^{-1}(u_1), \dots, t_v^{-1}(u_d)) \\ &= \int_{-\infty}^{t_v^{-1}(u_d)} \dots \int_{-\infty}^{t_v^{-1}(u_1)} \frac{\Gamma(\frac{v+d}{2})}{\Gamma(\frac{v}{2})(\pi v)^{\frac{d}{2}}\sqrt{\det P}} \left(1 + \frac{x'P^{-1}x}{v}\right)^{-\frac{v+d}{2}} dx_1 \dots dx_d \end{aligned} \quad (2.41)$$

dengan t_v^{-1} adalah fungsi kuantil dari fungsi distribusi t_v dari distribusi Student-t univariat dan derajat bebas v (Hofert, dkk., 2018).

Copula Archimedean adalah copula multivariat kontinu yang memiliki bentuk sederhana, namun memiliki *range* yang lebar untuk struktur dependensi yang mudah diimplementasikan.

Sebuah copula Archimedean dapat dirumuskan dalam persamaan sebagai berikut:

$$C(u) = \varphi(\varphi^{-1}(u_1) + \cdots + \varphi^{-1}(u_d)), \quad u \in [0,1]^d \quad (2.42)$$

a. Copula Clayton

Copula Clayton merupakan copula keluarga Archimedean paling populer dibanding copula keluarga archimedean lainnya. Copula clayton memiliki fungsi generator sebagai berikut:

$$\varphi(u) = u^{-\alpha} - 1 \quad (2.43)$$

Sehingga $\varphi^{-1}(t) = (t + 1)^{-\frac{1}{\alpha}}$ yang monoton jika $\alpha > 0$.

Copula clayton berdimensi d ialah sebagai berikut:

$$C(u) = \left[\sum_{i=1}^d u_i^{-\alpha} - n + 1 \right]^{-\frac{1}{\alpha}} \quad (2.44)$$

dengan $\alpha > 0$ (Cherubini, dkk., 2004).

b. Copula Frank

Copula Frank memiliki fungsi generator sebagai berikut:

$$\varphi(u) = \ln \left(\frac{\exp(-\alpha u) - 1}{\exp(-\alpha) - 1} \right) \quad (2.45)$$

Sehingga $\varphi^{-1}(t) = -\frac{1}{\alpha} \ln(1 + e^t(e^{-\alpha} - 1))$ yang monoton jika $\alpha > 0$. Copula frank berdimensi d adalah sebagai berikut:

$$C(u) = -\frac{1}{\alpha} \ln \left\{ 1 + \frac{\prod_{i=1}^d e^{-\alpha u_i} - 1}{(e^{-\alpha} - 1)^{n-1}} \right\} \quad (2.46)$$

dengan $\alpha > 0$ dimana $n \geq 3$ (Cherubini, dkk., 2004).

c. Copula Gumbel

Copula Gumbel memiliki fungsi generator sebagai berikut:

$$\varphi(u) = (-\ln(u))^\alpha \quad (2.47)$$

Sehingga $\varphi^{-1}(t) = \exp(-t^{\frac{1}{\alpha}})$ yang monoton jika $\alpha > 1$. Copula gumbel berdimensi d adalah sebagai berikut:

$$C(u) = \exp \left\{ - \left[\sum_{i=1}^d (-\ln u_i)^{\alpha} \right]^{\frac{1}{\alpha}} \right\} \quad (2.48)$$

dengan $\alpha > 1$ (Cherubini, dkk., 2004).

2.16.2 Uji Dependensi

Dalam menguji dependensi pada kasus non parametrik, terdapat dua metode yang sering digunakan yaitu korelasi Tau Kendall dan Rho Spearman.

a. Tau Kendall

Apabila Korelasi Tau Kendall (X_1, Y_1) dan (X_2, Y_2) adalah dua vektor acak dengan distribusi gabungan dari fungsi H . Dan korelasi ini dapat didefinisikan sebagai probabilitas sebagai berikut (Nelsen, 2006).

$$\begin{aligned} \tau &= \tau_{X,Y} \\ &= P((X_1 - X_2)(Y_1 - Y_2) > 0) - P((X_1 - X_2)(Y_1 - Y_2) < 0) \end{aligned} \quad (2.49)$$

Sedangkan nilai Korelasi Tau Kendall berdasarkan sampel dapat dirumuskan dalam persamaan sebagai berikut:

$$t = \frac{c - d}{c + d} = (c - d)/\binom{n}{2} \quad (2.50)$$

Uji Korelasi Tau Kendall dapat dilakukan dengan tahapan sebagai berikut:

1. Hipotesis

$H_0 : \tau = 0$, kedua variabel independen

$H_1 : \tau \neq 0$, kedua variabel tidak independen

2. Taraf Signifikansi α

3. Statistik Uji

untuk sampel dengan $n > 10$, nilai τ dapat didekati dengan distribusi normal

$$Z = \frac{3\tau\sqrt{n(n-1)}}{\sqrt{2(2n+5)}} \quad (2.51)$$

4. Daerah Kritis

Tolak H_0 apabila nilai $Z > Z_{\alpha/2}$ dengan $Z_{\alpha/2}$ adalah nilai tabel distribusi normal standar.

b. Rho Spearman

Apabila korelasi Rho Spearman (X_1, Y_1) , (X_2, Y_2) , dan (X_3, Y_3) merupakan tiga vektor acak independen dengan fungsi distribusi umum H dan copula C . Dan korelasi ini dapat didefinisikan sebagai probabilitas sebagai berikut (Cherubini dkk, 2004).

$$\rho_{X,Y} = 3 \left(P((X_1 - X_2)(Y_1 - Y_3) > 0) - P((X_1 - X_2)(Y_1 - Y_3) < 0) \right) \quad (2.52)$$

Uji Korelasi Rho Spearman dapat dilakukan dengan tahapan sebagai berikut:

1. Hipotesis

$H_0 : \rho = 0$, kedua variabel independen

$H_1 : \rho \neq 0$, kedua variabel tidak independen

2. Taraf Signifikansi α

3. Statistik Uji

$$\rho = 1 - 6 \frac{\sum_{i=1}^n (R_i - S_i)^2}{n(n^2 - 1)} \quad (2.53)$$

4. Daerah Kritis

Tolak H_0 apabila nilai $\rho > r_{tabel}$ dengan r_{tabel} adalah nilai tabel koefisien korelasi Spearman.

Kedua metode tersebut juga dapat diadaptasi pada $d > 2$ dengan mempertimbangkan ekstensi dimensi yang lebih tinggi yang dipelajari dalam Joe (1990). Ada juga pendekatan lain untuk menguji dependensi yaitu pendekatan S_n^Π dengan hipotesis sebagai berikut (Hofert, dkk., 2018):

$H_0: C = \Pi$, d variabel independen

$H_1: C \neq \Pi$, d variabel tidak independen

Fungsi distribusi empiris secara murni merupakan estimator nonparametrik dari derajat bebas df , sehingga estimator nonparametrik dari C adalah sebagai berikut.

$$C_n(u) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n 1(U_{i,n} \leq u) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \prod_{j=1}^d 1(U_{i,j} \leq u), u \in [0,1]^d \quad (2.54)$$

dengan $U_{i,n} = (U_{i1,n}, \dots, U_{id,n})$, $i \in \{1, \dots, n\}$ merupakan observasi pseudo. Jumlah C_n yang merupakan derajat bebas dari observasi pseudo dapat disebut sebagai copula empirik dari X_1, \dots, X_n dan setara dengan bentuk asimtotik. Estimator tersebut bersifat konsisten dan berbentuk asimtotik yang bisa disebut sebagai *empirical copula process*.

$$\sqrt{n}(C_n(u) - C(u)), u \in [0,1]^d \quad (2.55)$$

Dalam menguji hipotesis dimana $d > 2$ terdiri atas perbedaan antara estimasi nonparametrik dari C dan estimasi sebelumnya. Berdasarkan Persamaan (2.55), sebuah estimator nonparametrik dari C merupakan copula empirik, sedangkan estimator sesungguhnya dari C adalah Π , dalam statistik uji dapat didefinisikan dalam persamaan sebagai berikut.

$$S_n^\Pi = \int_{[0,1]^d} n(C_n(u) - \Pi(u))^2 du \quad (2.56)$$

Estimasi *p-value* dari S_n^Π dapat diperoleh dengan simulasi. Diberikan $N = 1000$ dengan relasi saling bebas $S_n^{\Pi,(1)}, \dots, S_n^{\Pi,(N)}$ yang telah disimulasikan pada Genest dan Remillard (2004).

Pengukuran *p-value* dapat diukur menggunakan persamaan sebagai berikut.

$$\frac{1}{N+1} \left(\sum_{k=1}^N 1(S_n^{\Pi,(k)} \geq S_n^{\Pi}) + \frac{1}{2} \right) \quad (2.57)$$

Persamaan 2.57 merupakan modifikasi sederhana dari formula $N^{-1} \sum_{k=1}^N 1(S_n^{\Pi,(k)} \geq S_n^{\Pi})$ yang digunakan untuk memastikan bahwa *p-value* dapat digunakan untuk interval (0,1) sehingga hasil transformasi dengan fungsi distribusi kontinu kuantil dapat didefinisikan dengan baik (Hofert, dkk., 2018).

2.16.3 Estimasi Parameter Copula dengan Maximum Likelihood Estimation (MLE)

Ketika f merupakan densitas dari d -dimensi F dengan margin univariat F_1, F_2, \dots, F_d maka densitas univariat f_1, f_2, \dots, f_d dapat ditulis dalam persamaan sebagai berikut.

$$f(x_1, x_2, \dots, x_d) = c(F_1(x_1), F_2(x_2), \dots, F_d(x_d)) \cdot \prod_{j=1}^d f_j(x_j) \quad (2.58)$$

dengan,

$$c(F_1(x_1), F_2(x_2), \dots, F_d(x_d)) = \frac{\partial^n(C(F_1(x_1), F_2(x_2), \dots, F_d(x_d)))}{\partial F_1(x_1) \partial F_2(x_2) \dots \partial F_d(x_d)} \quad (2.59)$$

Persamaan 2.59 merupakan derivatif parsial campuran dari copula C , c adalah densitas copula, dan f adalah fungsi peluang densitas (*probability density function*) dari univariat standar.

Secara umum, permasalahan dalam pemodelan statistik pada copula dapat dibagi menjadi dua tahap, yaitu identifikasi distribusi marginal dan mendefinisikan fungsi copula. Apabila $\mathbf{x} = \{x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{dt}\}_{t=1}^T$ merupakan matriks data sampel yang dapat dirumuskan dalam persamaan *log-likelihood* sebagai berikut:

$$l(\theta) = \sum_{t=1}^T \ln c(F_1(x_{1t}), F_2(x_{2t}), \dots, F_d(x_{dt})) + \sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^d \ln f_j(x_{jt}) \quad (2.60)$$

dengan θ adalah kumpulan parameter dari marginal dan copula. Dengan menggunakan fungsi peluang densitas dari marginal dan copula pada fungsi *log-likelihood* sebelumnya, estimasi *maximum likelihood* didapatkan nilai maksimum sebagai berikut (Cherubini, dkk., 2004):

$$\hat{\theta}_{MLE} = \max_{\theta \in \Theta} l(\theta) \quad (2.61)$$

Model terbaik dipilih berdasarkan nilai *Maximized Log-Likelihood* (MLE) dari parameter copula dengan melakukan substitusi nilai estimasi parameter ke dalam persamaan *log-likelihood*. Nilai MLE hanya dapat digunakan untuk membandingkan dua atau lebih model. Model yang memiliki nilai MLE terbesar adalah model yang dapat menjelaskan data dengan baik dibandingkan dengan model lainnya. Nilai *Maximized Log-Likelihood* (MLE) dapat dirumuskan dalam persamaan sebagai berikut.

$$l(\hat{\theta}_{MLE}) = \sum_{t=1}^T \ln c(F_1(x_{1t}), F_2(x_{2t}), \dots, F_d(x_{dt})) + \sum_{t=1}^T \sum_{j=1}^d \ln f_j(x_{jt}) \quad (2.62)$$

BAB III

METODE PENELITIAN

3.1 Sumber Data

Penelitian ini menggunakan data sekunder berbentuk *time series*. Data dikumpulkan melalui website <https://id.investing.com/>. Dan data yang digunakan adalah harga penutupan bulanan periode 1 Desember 2010-31 Desember 2021 pada saham yang berturut-turut tergabung dalam LQ45 sejak Februari 2011 hingga Januari 2022.

3.2 Variabel Penelitian

Variabel yang akan digunakan pada penelitian ini adalah 18 saham yang berturut-turut tergabung dalam LQ45 sejak Februari 2011 hingga Januari 2022 yang terangkum dalam Tabel 3.1 sebagai berikut.

Tabel 3.1 Variabel Penelitian

Nama Variabel	Keterangan	Skala
ADRO	Harga indeks bulanan Adaro Energy Tbk	Rasio
ASII	Harga indeks bulanan Astra International Tbk	Rasio
BBCA	Harga indeks bulanan PT Bank Central Asia Tbk	Rasio
BBNI	Harga indeks bulanan Bank Negara Indonesia (Persero) Tbk	Rasio
BBRI	Harga indeks bulanan Bank Rakyat Indonesia (Persero) Tbk	Rasio
BBTN	Harga indeks bulanan Bank Tabungan Negara (Persero) Tbk	Rasio
BMRI	Harga indeks bulanan Bank Mandiri (Persero) Tbk	Rasio
GGRM	Harga indeks bulanan Gudang Garam Tbk	Rasio
INDF	Harga indeks bulanan Indofood Sukses Makmur Tbk	Rasio
INTP	Harga indeks bulanan Indocement Tunggal Prakarsa Tbk	Rasio
JSMR	Harga indeks bulanan Jasa Marga (Persero) Tbk	Rasio
KLBF	Harga indeks bulanan PT. Kalbe Farma Tbk	Rasio
PGAS	Harga indeks bulanan Perusahaan Gas Negara Tbk	Rasio
PTBA	Harga indeks bulanan Bukit Asam Tbk	Rasio
SMGR	Harga indeks bulanan Semen Indonesia (Persero) Tbk	Rasio
TLKM	Harga indeks bulanan Telkom Indonesia (Persero) Tbk	Rasio
UNTR	Harga indeks bulanan United Tractors Tbk	Rasio
UNVR	Harga indeks bulanan Unilever Indonesia Tbk	Rasio

3.3 Tahapan Analisis

Tahapan yang dilakukan pada analisis data penelitian ini menggunakan perangkat lunak *Ms. Excel*, *Minitab* dan *RStudio* yang disusun dalam daftar sebagai berikut.

3.3.1 Studi Literatur

Berdasarkan masalah yang didapatkan, dilakukan studi literatur dengan melakukan pencarian pustaka serta referensi yang bersumber dari artikel, jurnal ilmiah, maupun buku elektronik untuk menunjang konsep yang dibahas dalam penelitian ini. Pustaka serta referensi yang digunakan memuat tentang ARIMA, ARCH/GARCH, teori Copula, konsep *Value at Risk* (VaR) dan *Single Index Model* (SIM).

3.3.2 Optimalisasi Portofolio dengan *Single Index Model*

Pada tahap ini, dilakukan optimalisasi portofolio saham menggunakan pendekatan *Single Index Model* (SIM). Berikut adalah langkah analisa yang dilakukan dalam pembentukan portofolio optimal dengan *Single Index Model*.

1. Menghitung nilai *actual return*, *expected return*, standar deviasi, dan varian saham pada masing-masing data harga penutupan saham LQ45.
2. Menghitung kovarian antar Saham LQ45 dan IHSG.
3. Menghitung *Alpha* dan *Beta*.
4. Menghitung *Variance Error Residuals*.
5. Menghitung *Cut Off Rate*.
6. Menghitung *Excess Return To Beta*.
7. Menentukan Portofolio Optimal.
8. Melakukan pembobotan Saham portofolio.
9. Menghitung *Expected Return* dan *Variance* Portofolio.
10. Melakukan analisis statistika deskriptif pada saham yang tergabung dalam portofolio optimal.

3.3.3 Pemodelan Copula-GARCH

Tahap selanjutnya adalah pemodelan Copula-GARCH pada portofolio yang terbentuk pada tahap sebelumnya. Berikut adalah langkah dalam menganalisa pemodelan Copula-GARCH.

1. Melakukan uji kestasioneran data dalam varian dan rata-rata menggunakan Uji Box Cox, Uji ADF, plot ACF dan plot PACF. Apabila data dinyatakan stasioner dalam varian maupun rata-rata, maka dapat dilanjutkan dengan penentuan ordo menggunakan plot ACF dan PACF. Apabila data tidak stasioner dalam varians maka akan dilakukan transformasi. Sedangkan data yang tidak stasioner dalam rata-rata akan dilakukan *differencing* hingga data stasioner dalam rata-rata.
2. Melakukan pendugaan dan uji signifikansi parameter model ARIMA.
3. Melakukan pemeriksaan diagnostik residual.
4. Melakukan pemilihan model ARIMA terbaik dengan memperhatikan nilai AIC.
5. Melakukan uji residual kuadrat menggunakan *Lagrange Multiplier* (LM) untuk mengetahui apakah terdapat heteroskedastisitas pada residual. Apabila hasil uji menunjukkan tolak H_0 maka perlu dilakukan pemodelan ARCH/GARCH.
6. Melakukan pengujian distribusi normal pada residual GARCH dengan menggunakan Uji Kolmogorof Smirnov. Jika residual berdistribusi normal, maka dilanjutkan dengan mengukur hubungan antar kelompok saham menggunakan korelasi *pearson*. Namun jika salah satu residual GARCH tidak berdistribusi normal maka perlu dilakukan pemodelan copula.
7. Melakukan pemodelan residual GARCH saham pada portofolio menggunakan pendekatan copula keluarga Elips dan Archimedean. Lalu dipilih copula yang memiliki nilai *likelihood* terbesar.

3.3.4 Estimasi *Value at Risk*

Setelah mendapatkan model Copula-GARCH pada tahap sebelumnya, dilakukan estimasi *Value at Risk* (VaR) menggunakan metode simulasi Monte Carlo. Berikut adalah algoritma perhitungan VaR menggunakan metode simulasi Monte Carlo pada portofolio.

1. Menentukan nilai parameter copula pada portofolio saham.
2. Melakukan simulasi nilai *return* dengan membangkitkan secara random *return* aset sesuai copula yang terpilih menggunakan parameter yang didapatkan pada langkah (1) sebanyak n buah.

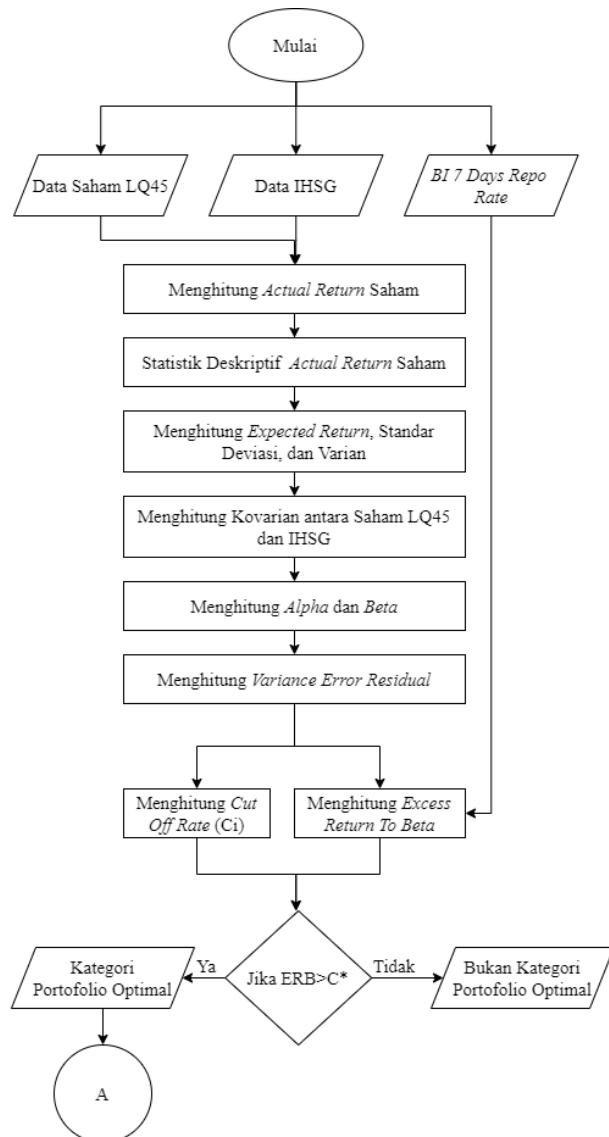
3. Menghitung nilai *return* portofolio sesuai proporsi portofolio optimal.
4. Mencari estimasi kerugian maksimum pada tingkat kepercayaan $(1 - \alpha)$ yaitu nilai kuartil ke- α dari distribusi empiris *return* portofolio yang diperoleh pada langkah (3).
5. Menghitung nilai VaR pada tingkat kepercayaan $(1 - \alpha)$ dalam periode waktu t sesuai dengan model copula terpilih.
6. Mengulangi langkah (2) hingga langkah (5) sebanyak m sehingga mendapatkan berbagai kemungkinan nilai VaR portofolio yaitu $VaR_1, VaR_2, VaR_3, \dots, VaR_m$
7. Menghitung rata-rata hasil langkah (6) untuk menstabilkan nilai VaR.

3.3.5 Penarikan Kesimpulan

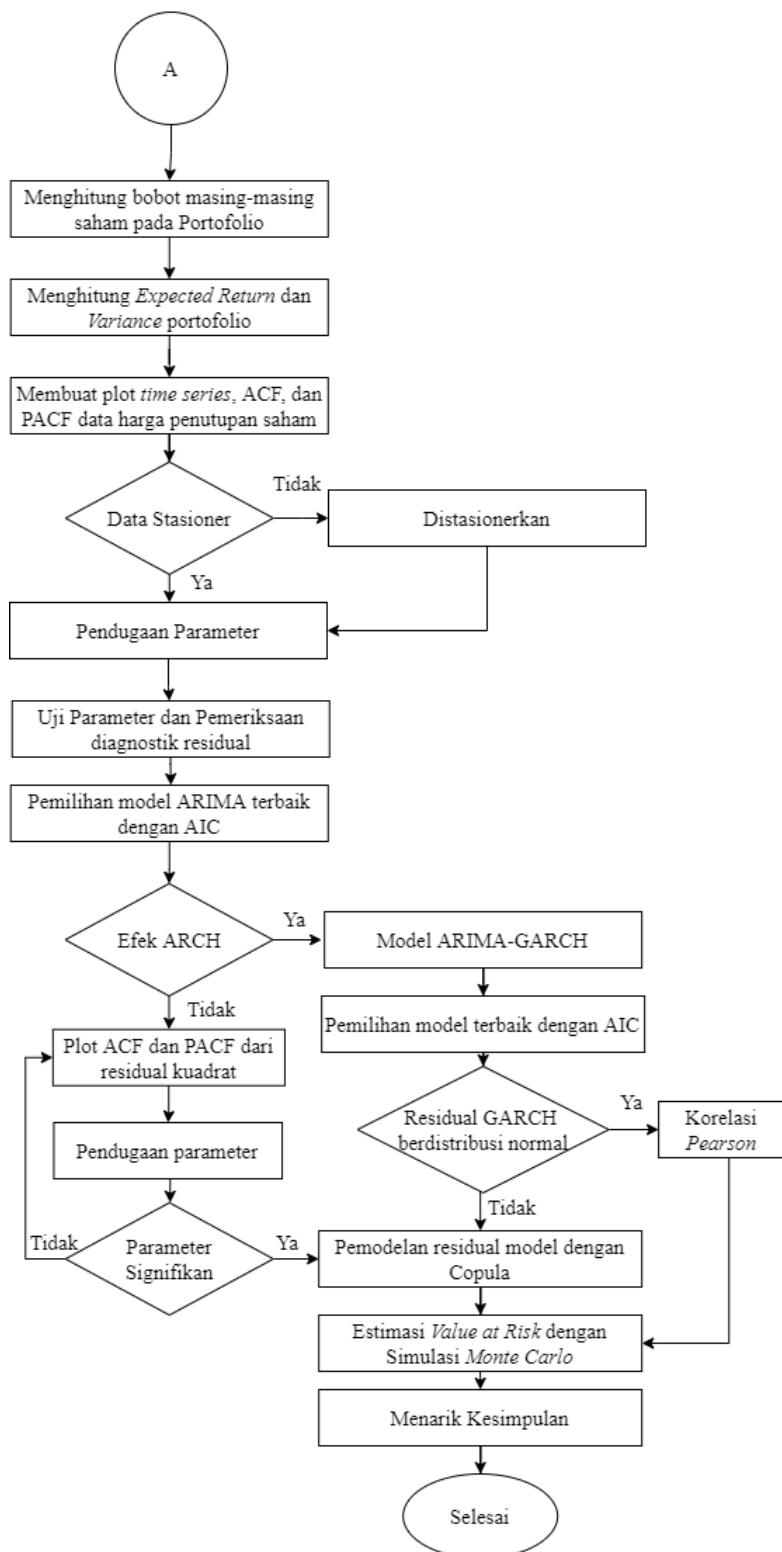
Pada tahap ini, dilakukan penarikan kesimpulan dari analisis nilai VaR berdasarkan model copula terbaik menggunakan bobot yang sudah didapatkan pada tahap optimalisasi portofolio menggunakan *Single Index Model*.

3.4 Diagram Alir Penelitian

Diagram alir dalam penelitian ini selengkapnya disajikan pada Gambar 3.1 berikut.



Gambar 3.1 Diagram Alir Penelitian



Gambar 3.1 Diagram Alir Penelitian (Lanjutan)

BAB IV

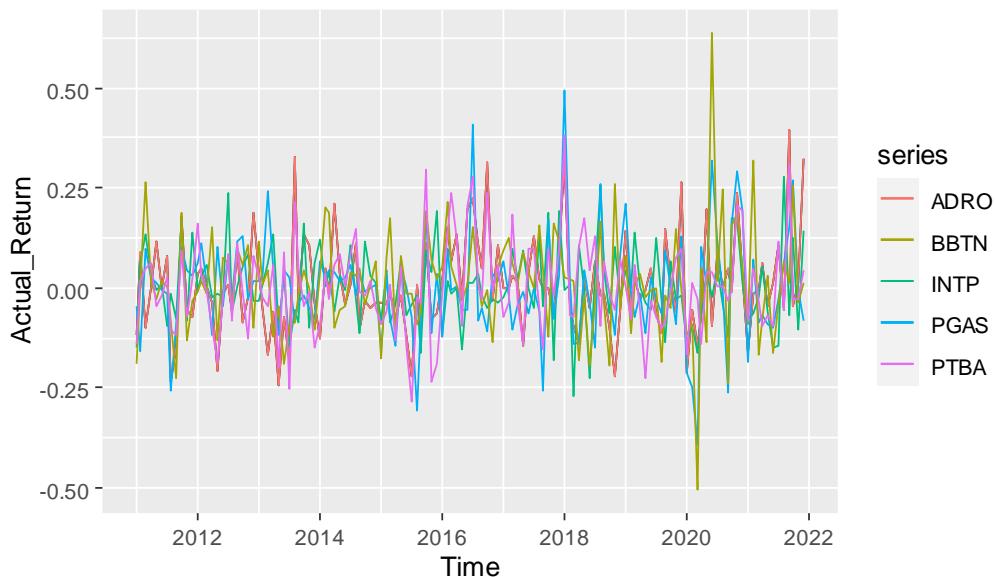
HASIL DAN PEMBAHASAN

4.1 Pembentukan Portofolio Optimal dengan Pendekatan *Single Index Model*

Pada tahap ini dilakukan pembentukan portofolio optimal menggunakan pendekatan *Single Index Model* pada data harga penutupan (*closing price*) bulanan. Data diasumsikan memenuhi dua asumsi yaitu *error residual* antar saham tidak berkorelasi dan tidak berkorelasi. Variabel risiko pasar (*risk market*) yang digunakan adalah harga penutupan Indeks Harga Saham Gabungan (^JKSE) bulanan. Sedangkan variabel bebas risiko (*risk free*) yang digunakan adalah *BI 7 Days Repo*.

4.1.1 Perhitungan *Actual Return*

Dalam membentuk portofolio optimal digunakan data harga penutupan saham bulanan yang dapat dilihat pada Lampiran 1. Lalu dihitung *Actual Return* setiap saham perusahaan dengan menggunakan Persamaan 2.3. Hasil perhitungan *Actual Return* setiap saham perusahaan dapat dilihat pada Lampiran 2. Berikut ini adalah grafik yang menggambarkan *actual return* beberapa saham dengan volatilitas yang tinggi.



Gambar 4.1 *Actual Return* Saham

Gambar 4.1 menunjukkan bahwa *return* saham bergerak naik dan turun pada waktu yang singkat atau memiliki volatilitas. Tinggi atau rendahnya volatilitas suatu saham dapat dilihat dari jarak suatu titik yang cukup jauh dibandingkan dengan titik lainnya.

4.1.2 Perhitungan *Expected Return*, Standar Deviasi dan Varian Saham

Setelah melakukan perhitungan *actual return*, dilakukan perhitungan *expected return*. *Expected return* merupakan *return* yang diharapkan oleh investor di masa depan dan dapat dihitung menggunakan persamaan sebagai berikut.

$$E(R_i) = \frac{\sum_{i=1}^n R_i}{N}$$

dengan R_i adalah *actual return* saham ke- i dan N adalah banyaknya data (Paramitasari & Mulyono, 2016). Perhitungan standar deviasi dan varian juga dilakukan untuk mengetahui penyimpangan *actual return* masing-masing saham menggunakan Persamaan 2.1 dan Persamaan 2.2. Hasil perhitungan *Expected return*, standar deviasi, dan varian masing-masing saham dapat dilihat pada Tabel 4.1 sebagai berikut.

Tabel 4.1 *Expected Return*, Standar Deviasi, dan Varian Saham Individual

Saham	Expected Return	St. Dev	Variance
ADRO	0,0060	0,1200	0,0144
ASII	0,0033	0,0757	0,0057
BBCA	0,0084	0,0893	0,0080
BBNI	0,0092	0,0964	0,0093
BBRI	0,0138	0,0825	0,0068
BBTN	0,0094	0,1312	0,0172
BMRI	0,0090	0,0761	0,0058
GGRM	0,0014	0,0826	0,0068
INDF	0,0043	0,0683	0,0047
INTP	0,0027	0,0980	0,0096
JSMR	0,0049	0,0854	0,0073
KLBF	0,0091	0,0671	0,0045
PGAS	-0,0007	0,1278	0,0163
PTBA	0,0026	0,1160	0,0134
SMGR	0,0027	0,0971	0,0094
TLKM	0,0090	0,0626	0,0039
UNTR	0,0035	0,0876	0,0077
UNVR	0,0038	0,0658	0,0043

Dalam membentuk portofolio optimal menggunakan pendekatan *Single Index Model*, diperlukan saham dengan nilai *expected return* positif karena diasumsikan investor selalu mengharapkan pengembalian yang positif. Sehingga berdasarkan Tabel 4.1 perhitungan selanjutnya hanya akan menggunakan 17 saham dengan nilai *expected return* positif yang dapat dilihat pada Tabel 4.2 sebagai berikut.

Tabel 4.2 Saham dengan *Expected Return* Positif

Saham	Expected Return	Saham	Expected Return
ADRO	0,0060	INTP	0,0027
ASII	0,0033	JSMR	0,0049
BBCA	0,0084	KLBF	0,0091
BBNI	0,0092	PTBA	0,0026
BBRI	0,0138	SMGR	0,0027
BBTN	0,0094	TLKM	0,0090
BMRI	0,0090	UNTR	0,0035
GGRM	0,0014	UNVR	0,0038
INDF	0,0043		

Ukuran seberapa jauh kemungkinan *return* yang didapat menyimpang dari *expected return* dapat dilihat pada Tabel 4.1. Semakin kecil standar deviasi dari *return* saham maka semakin kecil penyimpangan yang mungkin saja terjadi. Saham yang memiliki standar deviasi tertinggi adalah BBTN (0,1312) sedangkan saham yang memiliki standar deviasi terendah adalah TLKM (0,0626).

4.1.3 Perhitungan Kovarian antara IHSG dengan Saham Individual

Kovarian saham dengan indeks pasar (IHSG) dapat mencerminkan hubungan antara *actual return* saham dengan *actual return* pasar dengan menghitung rata-rata simpangan masing-masing data. *Actual return* dari indeks pasar (IHSG) didapatkan dengan menggunakan persamaan 2.3. Harga penutupan dan *actual return* dari IHSG dapat dilihat pada Lampiran 3 dan Lampiran 4.

Tabel 4.3 Kovarian Saham Individual dan IHSG

Saham	Kovarian	Saham	Kovarian
ADRO	0,0017	INTP	0,0020
ASII	0,0021	JSMR	0,0019
BBCA	0,0014	KLBF	0,0014
BBNI	0,0030	PTBA	0,0018
BBRI	0,0026	SMGR	0,0025
BBTN	0,0033	TLKM	0,0011
BMRI	0,0024	UNTR	0,0013
GGRM	0,0012	UNVR	0,0005
INDF	0,0013		

Kovarian yang bernilai positif memiliki arti kecenderungan kedua sekuritas bergerak searah. Ketika *actual return* dari indeks pasar mengalami kenaikan maka *actual return* dari saham individual juga akan mengalami kenaikan dan sebaliknya. Berdasarkan Tabel 4.3, seluruh saham individual memiliki nilai kovarian positif dengan IHSG.

4.1.4 Perhitungan Alpha, Beta, dan Variance Error Residual

Nilai *Alpha* dan *Beta* dihitung dan nantinya digunakan dalam pembentukan portofolio optimal. *Alpha* merupakan bagian *return* saham yang tidak berhubungan dengan *return* pasar. Saham yang memiliki nilai *alpha* positif mencerminkan kinerja lebih baik dari indeks pasar dan sebaliknya. Sedangkan *Beta* merupakan bagian *return* saham yang berhubungan dengan *return* pasar dengan mengukur sensitivitas *return* saham individual terhadap *return* pasar. Nilai *beta* menunjukkan tingkat volatilitas suatu saham dibandingkan dengan pasar. Saham dengan nilai *beta* lebih dari 1 merupakan saham yang memiliki volatilitas lebih tinggi dibandingkan dengan pasar. Sedangkan saham dengan nilai *beta* lebih kecil dari 1 merupakan saham yang memiliki tingkat volatilitas lebih rendah dibandingkan dengan pasar. *Alpha* dan *Beta* dapat dihitung menggunakan Persamaan 2.7 dan Persamaan 2.8.

Hasil perhitungan *Alpha* dan *Beta* digunakan untuk menghitung *Variance Error Residual*, dimana *variance error residual* merupakan risiko tidak sistematis suatu saham yang dapat dihitung menggunakan persamaan sebagai berikut.

$$\sigma_{ei}^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (R_i - (\alpha_i + \beta_i \cdot R_{Mt}))^2$$

dengan R_i adalah *return* saham individu, α_i adalah *alpha* saham individu, β_i adalah *beta* saham individu, dan R_{Mt} adalah *return* pasar (Paramitasari & Mulyono, 2016). Semakin besar nilai

variance error residual dari suatu saham maka saham tersebut memiliki risiko tidak sistematis yang semakin besar pula. Risiko tidak sistematis dapat diartikan sebagai risiko yang ada pada saham tertentu saham secara individu.

Hasil perhitungan *Alpha*, *Beta*, dan *Variance Error Residual* dapat dilihat pada Tabel 4.4 sebagai berikut.

Tabel 4.4 Alpha, Beta, dan Variance Error Residual Saham Individual

Saham	α	β	σ_{ei}^2
ADRO	0,0005	1,0579	0,01620
ASII	-0,0034	1,2743	0,00837
BBCA	0,0040	0,8413	0,00913
BBNI	-0,0005	1,8586	0,01490
BBRI	0,0056	1,5808	0,01085
BBTN	-0,0013	2,0562	0,02406
BMRI	0,0013	1,4945	0,00941
GGRM	-0,0023	0,7207	0,00766
INDF	0,0002	0,7867	0,00567
INTP	-0,0037	1,2297	0,01205
JSMR	-0,0013	1,1993	0,00962
KLBF	0,0047	0,8620	0,00571
PTBA	-0,0030	1,0809	0,02180
SMGR	-0,0052	1,5163	0,01534
TLKM	0,0054	0,6932	0,01316
UNTR	-0,0008	0,8232	0,00470
UNVR	0,0021	0,3393	0,00877

Tabel 4.4 menunjukkan bahwa saham yang memiliki nilai *alpha* positif adalah ADRO, BBCA, BBRI, BMRI, INDF , KLBF, TLKM, dan UNVR. Artinya delapan saham tersebut memiliki kinerja lebih baik dari kinerja pasar. Sedangkan sembilan saham lainnya memiliki kinerja tidak lebih dari kinerja pasar yang terdiri dari saham ASII, BBNI, BBTN, GGRM, INTP, JSMR, PTBA, SMGR, dan UNTR. Saham yang memiliki kinerja paling baik adalah BBRI dengan nilai *alpha* sebesar 0,0056. Sedangkan saham yang memiliki kinerja paling buruk adalah SMGR dengan nilai *alpha* sebesar -0,0052. Apabila dilihat melalui nilai beta, terdapat sepuluh saham yang memiliki nilai beta lebih besar dari 1 yang terdiri atas saham ADRO, ASII, BBNI, BBRI, BBTN, BMRI, INTP, JSMR, PTBA, dan SMGR. Artinya kesepuluh saham tersebut memiliki volatilitas yang tinggi. Sedangkan tujuh saham lainnya memiliki volatilitas yang rendah dengan nilai beta kurang dari 1. Saham BBNI merupakan saham yang memiliki volatilitas paling tinggi dengan nilai beta sebesar 1,8586 dan saham UNVR merupakan saham yang memiliki volatilitas paling rendah dengan nilai beta sebesar 0,3393.

Besar risiko tidak sistematis dari suatu saham dapat dilihat melalui nilai *Variance error residual*. Semakin besar nilai *Variance error residual*, semakin besar pula risiko tidak sistematis suatu saham. Saham yang memiliki risiko tidak sistematis paling besar adalah saham BBTN dengan nilai *variance error residual* sebesar 0,02406. Sedangkan saham yang memiliki risiko tidak sistematis paling kecil adalah saham UNVR dengan nilai *variance error residual* sebesar 0,00452.

4.1.5 Perhitungan Excess Return to Beta, Cut Off Rate, dan Pembentukan Portofolio Optimal

Nilai *Excess Return to Beta* (ERB) digunakan untuk membentuk portofolio optimal menggunakan Persamaan 2.13. *Risk free* atau *return* bebas risiko yang digunakan adalah *BI 7 Days Repo Rate* yang telah diolah terlebih dahulu untuk mendapatkan *risk free* per bulan yang dapat dilihat pada Lampiran 4. Lalu dilakukan perhitungan *cut off rate* (C_i) untuk menentukan batasan penentu saham yang akan masuk dalam portofolio optimal menggunakan Persamaan 2.14. Nilai maksimum dari C_i yang disebut sebagai *cut off point* merupakan batasan yang digunakan untuk mengambil keputusan. Apabila suatu saham memiliki nilai ERB lebih besar dari C_i^* maka saham tersebut masuk dalam portofolio optimal.

Hasil perhitungan *Excess Return to Beta*, *cut off rate*, dan keputusan portofolio optimal dapat dilihat pada Tabel 4.5 sebagai berikut.

Tabel 4.5 *Excess Return to Beta, Cut Off Rate, dan Keputusan Portofolio Optimal*

Saham	ERB	C_i	Keputusan
ADRO	0,0012	0,0001	-
ASII	-0,0011	-0,0003	-
BBCA	0,0044	0,0005	Optimal
BBNI	0,0024	0,0007	Optimal
BBRI	0,0058	0,0016	Optimal
BBTN	0,0023	0,0005	Optimal
BMRI	0,0029	0,0008	Optimal
GGRM	-0,0046	-0,0005	-
INDF	-0,0006	-0,0001	-
INTP	-0,0017	-0,0003	-
JSMR	0,0002	0,0000	-
KLBF	0,0051	0,0009	Optimal
PTBA	-0,0019	-0,0002	-
SMGR	-0,0014	-0,0003	-
TLKM	0,0062	0,0009	Optimal
UNTR	-0,0015	-0,0002	-
UNVR	-0,0027	-0,0001	-

Saham yang memiliki nilai ERB negatif secara otomatis tidak dimasukkan dalam portofolio optimal karena investor selalu mengharapkan tingkat pengembalian positif. Tabel 4.5 menunjukkan bahwa terdapat sembilan saham yang menjadi kandidat portofolio optimal yaitu saham dengan nilai ERB positif yang terdiri atas ADRO (0,0012), BBCA (0,0044), BBNI (0,0024), BBRI (0,0058), BBTN (0,0023), BMRI (0,0029), JSMR (0,0002), KLBF (0,0051), dan TLKM (0,0062). Setelah nilai ERB dibandingkan dengan nilai *cut off point* yaitu 0,0016 didapatkan tujuh saham yang masuk dalam portofolio optimal yaitu BBCA, BBNI, BBRI, BBTN, BMRI, KLBF, dan TLKM.

4.1.6 Pembobotan Portofolio Optimal

Tahap selanjutnya adalah pembobotan portofolio optimal dengan menghitung persentase nilai Z tiap saham dengan jumlah nilai Z seluruh saham yang masuk dalam portofolio optimal. Nilai Z didapatkan menggunakan Persamaan 2.15. Dari hasil perhitungan nilai Z , dihitung bobot untuk masing-masing saham menggunakan Persamaan 2.16. Hasil pembobotan tiap saham yang masuk dalam portofolio optimal dapat dilihat pada Tabel 4.6.

Tabel 4.6 menunjukkan proporsi masing-masing saham yaitu BBCA (PT Bank Central Asia Tbk) sebesar 10,48%, BBNI (Bank Negara Indonesia (Persero) Tbk) sebesar 4,22%, BBRI (Bank Rakyat Indonesia (Persero) Tbk) sebesar 24,88%, BBTN (Bank Tabungan Negara (Persero) Tbk) sebesar 2,41%, BMRI (Bank Mandiri (Persero) Tbk) sebesar 8,53%, KLBF (PT. Kalbe Farma Tbk) sebesar 21,90%, dan TLKM (Telkom Indonesia (Persero) Tbk) sebesar 27,58%. Apabila seorang investor memiliki modal investasi sebesar Rp. 100.000.000,00, maka investor akan berinvestasi sebesar Rp. 10.480.000,00 pada saham BBCA, Rp. 4.220.000,00 pada saham BBNI, Rp. 24.880.000,00 pada saham BBRI, Rp. 2.410.000,00 pada saham BBTN, Rp. 8.530.000,00 pada saham BMRI, Rp. 21.900.000,00 pada saham KLBF, dan 27.580.000,00 pada saham TLKM.

Tabel 4.6 Pembobotan Portofolio Optimal

Saham	Z_i	W_i
BBCA	0,25727	10,48%
BBNI	0,10347	4,22%
BBRI	0,610773	24,88%
BBTN	0,059139	2,41%
BMRI	0,209273	8,53%
KLBF	0,537607	21,90%
TLKM	0,676901	27,58%

4.1.7 Perhitungan *Expected Return* dan *Variance* Portofolio

Setelah didapatkan hasil pembobotan masing-masing saham pada portofolio optimal, dilakukan perhitungan *expected return* portofolio untuk mengetahui imbal hasil harapan yang diharapkan oleh investor. *Expected return* portofolio dapat dihitung dengan menjumlahkan nilai *alpha* portofolio dengan hasil perkalian *beta* portofolio dan *expected return* pasar (0,0052). *Alpha* portofolio didapat dengan menjumlahkan hasil perkalian *alpha* dan bobot masing-masing saham. Begitu juga dengan *beta* portofolio yang didapat dengan menjumlahkan hasil perkalian *beta* dan bobot masing-masing saham. Hasil perhitungan *expected return*, varian, dan standar deviasi portofolio dapat dilihat pada Tabel 4.7 sebagai berikut.

Tabel 4.7 *Expected Return*, *Variance*, dan Standar Deviasi Portofolio

<i>Expected Return</i>	<i>Variance</i>	Standar Deviasi
0,010189	0,010237	0,101178

Tabel 4.7 menunjukkan nilai *expected return* portofolio sebesar 0,010189. Nilai tersebut lebih besar dari *expected return* pasar yang bernilai 0,0052. Apabila dibandingkan dengan *expected return* saham individu pembentuk portofolio optimal, *expected return* portofolio lebih besar dibandingkan dengan saham individu seperti BBCA (0,0084), BBNI (0,0092), BBTN (0,0094), BMRI (0,0090), KLBF (0,0091), dan TLKM (0,0091), namun tidak lebih besar dibandingkan dengan saham BBRI (0,0138). Nilai standar deviasi portofolio sebesar 0,101178. Apabila dibandingkan dengan standar deviasi saham individu, nilai tersebut lebih kecil dari

saham BBTN (0,1312) dan lebih besar dari saham BBCA (0,0893), BBNI (0,0964), BBRI (0,0825), BMRI (0,0761), KLBF (0,0671), dan TLKM (0,0626). Hal tersebut dapat membuktikan bahwa pembentukan portofolio dapat meminimalisir risiko kerugian dengan melakukan diversifikasi.

4.2 Statistika Deskriptif

Berdasarkan pembentukan portofolio optimal menggunakan *Single Index Model*, didapatkan tujuh saham yang masuk dalam portofolio optimal. Pada tahap ini, dilakukan analisis deskriptif pada ketujuh saham yang masuk dalam portofolio optimal yang dapat dilihat pada Tabel 4.8 dengan menghitung nilai minimum, rata-rata, maksimum, standar deviasi, *skewness*, dan kurtosis pada harga penutupan masing-masing saham.

Tabel 4.8 Analisis Deskriptif

Saham	Min	Rata-rata	Maks	St. Dev	Skewness	Kurtosis
BBCA	5650	17396	35000	8889	0,5223	-1,1917
BBNI	3225	5698	9900	1688	0,6976	-0,5217
BBRI	940	2606	4710	1050	0,3034	-1,1649
BBTN	760	1708	3800	670	1,1264	0,7834
BMRI	2900	5435	8300	1400	0,1390	-1,0125
KLBF	565	1369	1865	339	-0,9831	-0,0671
TLKM	1373	3022	4690	950	-0,2020	-1,1271

Tabel 4.8 menunjukkan bahwa nilai minimum merupakan harga terkecil yang dialami oleh masing-masing saham pada selama periode penelitian. Saham KLBF mengalami harga terkecil yaitu 565 yang terjadi pada Januari 2011. Nilai maksimum menunjukkan harga saham terbesar masing-masing saham selama periode penelitian. Saham BBCA mengalami harga penutupan terbesar pada September 2021 yaitu 35000. Standar deviasi dari harga saham dapat diartikan sebagai ukuran seberapa jauh kemungkinan harga yang didapat menyimpang dari rata-rata harga saham. Semakin kecil standar deviasi dari harga saham maka semakin kecil penyimpangan yang mungkin saja terjadi. Saham yang memiliki standar deviasi tertinggi adalah BBCA (8889) sedangkan saham yang memiliki standar deviasi terendah adalah KLBF (339).

Skewness merupakan ukuran kemiringan dari suatu data. Nilai *skewness* lebih kecil dari nol menunjukkan bahwa suatu data memiliki bentuk distribusi negatif dengan ekor bagian kiri lebih panjang. Sedangkan nilai *skewness* lebih besar dari nol menunjukkan bahwa suatu data memiliki bentuk distribusi positif dengan ekor bagian kanan lebih panjang. Apabila nilai *skewness* sama dengan nol, maka data memiliki bentuk distribusi simetris (Ghozalo, 2016). Dari ketujuh saham, terdapat dua saham yang memiliki nilai *skewness* negatif yaitu saham KLBF dan TLKM. Sedangkan saham BBCA, BBNI, BBRI, BBTN, dan BMRI memiliki nilai *skewness* positif. Sedangkan kurtosis merupakan tingkat keruncingan dari suatu distribusi. Data yang memiliki nilai kurtosis kurang dari 0,263 memiliki kurva datar, sedangkan data yang memiliki nilai kurtosis lebih dari 0,263 memiliki kurva sangat runcing (Supangat, 2007). Terdapat enam saham yang memiliki kurva datar yaitu saham BBCA, BBNI, BBRI, BMRI, KLBF, dan TLKM. Sedangkan saham BBTN memiliki kurva sangat runcing dengan nilai kurtosis sebesar 0,7834.

Selanjutnya dilakukan uji Kolmogorov Smirnov pada harga penutupan saham BBCA, BBNI, BBRI, BBTN, BMRI, KLBF, dan TLKM untuk mengetahui apakah saham berdistribusi normal atau tidak. Hipotesis uji Kolmogorov Smirnov adalah sebagai berikut.

H_0 : data berdistribusi normal

H_1 : data tidak berdistribusi normal

Tabel 4.9 menunjukkan nilai D_{hitung} dari ketujuh saham adalah 1 dan nilai $p-value$ kurang dari α . Apabila dibandingkan dengan nilai tabel Kolmogorov Smirnov yaitu 0,1177 dan taraf signifikansi sebesar 5%, maka keputusannya adalah tolak H_0 yang berarti saham tidak berdistribusi normal.

Tabel 4.9 Uji Normalitas Harga Penutupan Saham

Saham	D_{hitung}	$p-value$	Keputusan
BBCA	1	$< 2,2 \times 10^{-16}$	Tolak H_0
BBNI	1	$< 2,2 \times 10^{-16}$	Tolak H_0
BBRI	1	$< 2,2 \times 10^{-16}$	Tolak H_0
BBTN	1	$< 2,2 \times 10^{-16}$	Tolak H_0
BMRI	1	$< 2,2 \times 10^{-16}$	Tolak H_0
KLBF	1	$< 2,2 \times 10^{-16}$	Tolak H_0
TLKM	1	$< 2,2 \times 10^{-16}$	Tolak H_0

4.3 Pemodelan ARIMA

Tahap selanjutnya adalah melakukan pemodelan ARIMA pada data harga penutupan saham (*closing price*) bulanan yang tergabung dalam portofolio optimal yang terdiri atas saham BBCA, BBNI, BBRI, BBTN, BMRI, KLBF ,dan TLKM.

4.3.1 Uji Stasioneritas

Setelah dilakukan pembentukan portofolio optimal pada saham LQ45, saham yang terpilih diuji stasioner guna memenuhi asumsi ARIMA. Uji stasioner dilakukan menggunakan Transformasi *Box-Cox*, plot ACF, dan *Augmented Dickey Fuller Test* (ADF) pada data harga penutupan saham bulanan.

Plot *Box-Cox* pada Lampiran 6 menunjukkan nilai *Rounded Value* pada seluruh saham tidak sama dengan 1, artinya data tidak stasioner dalam varian sehingga perlu dilakukan transformasi pada seluruh data harga saham menggunakan formula pada Tabel 2.2. Suatu data dapat dikatakan stasioner apabila nilai *Rounded Value* adalah 1. Setelah dilakukan transformasi, seluruh data telah stasioner dalam varian dengan nilai *Rounded Value* masing-masing sebesar 1. Nilai *Rounded Value* data masing-masing setelah dilakukan transformasi lebih detail dapat dilihat pada Lampiran 7. Lalu dilakukan Uji ADF dengan hipotesis sebagai berikut.

H_0 : data deret waktu tidak stasioner

H_1 : data deret waktu stasioner

Taraf signifikansi (α) yang digunakan bernilai 5%. Apabila nilai $p-value$ lebih kecil dari α maka keputusannya adalah tolak H_0 atau data stasioner.

Hasil Uji *Augmented Dickey Fuller* (ADF) masing-masing saham dapat dilihat pada Tabel 4.10 sebagai berikut.

Tabel 4.10 Uji Stasioneritas

Saham	Dickey-Fuller	P-Value	Keputusan
BBCA	0,6003	0,9900	Gagal Tolak H_0
BBNI	-2,1452	0,5161	Gagal Tolak H_0
BBRI	-3,4442	0,0669	Gagal Tolak H_0
BBTN	-1,7294	0,6890	Gagal Tolak H_0
BMRI	-2,3004	0,4515	Gagal Tolak H_0
KLBF	-2,0829	0,5420	Gagal Tolak H_0
TLKM	-1,5579	0,7604	Gagal Tolak H_0

Plot ACF pada Lampiran 8 menunjukkan bahwa seluruh data masih belum stasioner dalam rataan karena memiliki pola *dies down* pada plot ACF. Hasil uji ADF pada Tabel 4.10 menunjukkan bahwa seluruh saham memiliki nilai *p-value* lebih dari *alpha*, artinya data tidak stasioner sehingga perlu dilakukan *differencing* hingga data stasioner.

Tabel 4.11 Uji Stasioneritas Setelah *Differencing*

Saham	Dickey-Fuller	P-Value	Keputusan
BBCA	-6,0151	0,01	Tolak H_0
BBNI	-4,9799	0,01	Tolak H_0
BBRI	-5,4999	0,01	Tolak H_0
BBTN	-4,5436	0,01	Tolak H_0
BMRI	-4,9540	0,01	Tolak H_0
KLBF	-5,7085	0,01	Tolak H_0
TLKM	-4,3321	0,01	Tolak H_0

Setelah dilakukan *differencing*, seluruh saham dapat dinyatakan stasioner. Plot ACF dan PACF masing-masing saham setelah dilakukan *differencing* dapat dilihat pada Lampiran 9. Tabel 4.11 menunjukkan bahwa seluruh data telah stasioner dengan nilai *p-value* lebih kecil dari *alpha*. Saham BBCA dapat dinyatakan stasioner pada *differencing* ke 2 karena *p-value* dari uji ADF menunjukkan lebih kecil dari *p-value* yaitu 0,01. Sedangkan saham lainnya dapat dinyatakan stasioner pada *differencing* ke 1 dengan nilai *p-value* 0,01.

4.3.2 Pendugaan dan Uji Signifikansi Parameter ARIMA

Pemodelan ARIMA dilakukan pada data yang telah stasioner dalam varian maupun rataan dan pendugaan model dilakukan berdasarkan pola ACF dan PACF yang ditunjukkan pada Lampiran 9. Dugaan model ARIMA untuk ketujuh saham dapat dilihat pada Tabel 4.12 sebagai berikut.

Tabel 4.12 Pendugaan dan Uji Signifikansi Parameter Model ARIMA

Saham	Model	Parameter	Signifikansi
BBCA	ARIMA (0,2,1)	θ_1	$-0,9604 < 2,2 \times 10^{-16}$
	ARIMA (1,2,0)	ϕ_1	$-0,4753 \quad 5,5 \times 10^{-10}$
	ARIMA (1,2,1)	ϕ_1	$-0,0578 \quad 0,5515$
		θ_1	$-0,9484 < 2,2 \times 10^{-16}$

Tabel 4.12 Pendugaan dan Uji Signifikansi Parameter Model ARIMA (Lanjutan)

Saham	Model	Parameter	Signifikansi
BBNI	ARIMA (3,1,0)	ϕ_1	-0,0813
		ϕ_2	0,0416
		ϕ_3	-0,0528
	ARIMA (0,1,3)	θ_1	-0,0959
		θ_2	0,0510
		θ_3	-0,0755
		ϕ_1	0,9658
		ϕ_2	-0,9793
		ϕ_3	0,8005
BBRI	ARIMA (3,1,3)	θ_1	-1,0583
		θ_2	1,1022
		θ_3	-0,9508
	ARIMA (0,1,1)	θ_1	0,0109
		ϕ_1	-0,0093
		ϕ_1	0,8128
BBTN	ARIMA (1,1,0)	θ_1	-0,8685
		θ_1	-0,0874
		ϕ_1	-0,0998
	ARIMA (1,1,1)	ϕ_1	-0,8727
		θ_1	0,7832
		ϕ_1	0,0131
BMRI	ARIMA (3,1,0)	ϕ_2	-0,0251
		ϕ_3	-0,0526
		θ_1	-0,0074
	ARIMA (0,1,3)	θ_2	-0,0462
		θ_3	-0,0512
		ϕ_1	1,0189
KLBF	ARIMA (3,1,3)	ϕ_2	-0,8516
		ϕ_3	0,4648
		θ_1	-1,0524
		θ_2	0,9377
		θ_3	-0,6687
	ARIMA (2,1,0)	ϕ_1	-0,0026
		ϕ_2	0,0423
	ARIMA (0,1,2)	θ_1	-0,0052
		θ_2	0,0464
	ARIMA (2,1,2)	ϕ_1	0,3299
		ϕ_2	-0,9080
		θ_1	-0,4159
		θ_2	0,9999

Tabel 4.12 Pendugaan dan Uji Signifikansi Parameter Model ARIMA (Lanjutan 2)

Saham	Model	Parameter	Signifikansi
ARIMA (2,1,0)	ϕ_1	-0,1124	0,1957
	ϕ_2	-0,0542	0,5315
ARIMA (0,1,2)	θ_1	-0,1073	0,2423
	θ_2	0,0126	0,8902
TLKM	ϕ_1	-0,0672	$< 2,2 \times 10^{-16}$
	ϕ_2	-0,9006	$< 2,2 \times 10^{-16}$
	θ_1	0,0160	$< 2,2 \times 10^{-16}$
	θ_2	0,9999	$< 2,2 \times 10^{-16}$

Warna abu-abu menunjukkan model yang memiliki parameter signifikan. Tabel 4.12 menunjukkan bahwa saham BBCA memiliki dua kemungkinan model ARIMA yaitu ARIMA(0,2,1) dan ARIMA(1,2,0). Kedua model tersebut memiliki parameter yang signifikan. Sedangkan pada saham BBNI, BBRI, BBTN, BMRI, KLBF ,dan TLKM hanya terdapat satu model dugaan yang memiliki parameter signifikan yaitu, ARIMA(3,1,3), ARIMA(1,1,1), ARIMA(1,1,1), ARIMA(3,1,3), ARIMA(2,1,2), dan ARIMA(2,1,2).

4.3.3 Uji Diagnostik Residual

Selanjutnya dilakukan uji asumsi residual *white noise* pada model ARIMA menggunakan Uji Ljung-Box. Hipotesis uji Ljung-Box adalah sebagai berikut.

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k = 0, \text{ residual } white \text{ noise}$$

$$H_1: \text{minimal terdapat satu } \rho_k \neq 0 \text{ untuk } k = 1, 2, \dots, k, \text{ residual tidak } white \text{ noise}$$

Apabila *p-value* kurang dari taraf signifikansi (α), maka keputusannya adalah tolak H_0 yang artinya residual tidak *white noise*. Tabel 4.13 menunjukkan bahwa hanya satu model yang terpilih pada saham BBCA yaitu ARIMA (0,2,1) karena residual memenuhi asumsi *white noise*. Sedangkan untuk model ARIMA pada saham BBNI, BBRI, BBTN, BMRI, KLBF ,dan TLKM memenuhi asumsi residual *white noise* sehingga model seluruh model terpilih.

Tabel 4.13 Uji Asumsi Residual *White Noise*

Saham	Model ARIMA	p-value
BBCA	ARIMA(1,2,0)	0,0397
	ARIMA(0,2,1)	0,5249
BBNI	ARIMA(3,1,3)	0,8003
BBRI	ARIMA(1,1,1)	0,9323
BBTN	ARIMA(1,1,1)	0,8224
BMRI	ARIMA(3,1,3)	0,9797
KLBF	ARIMA(2,1,2)	0,4983
TLKM	ARIMA(2,1,2)	0,6416

Lalu dilakukan uji asumsi residual berdistribusi normal menggunakan Uji Kolmogorov Smirnov dengan hipotesis sebagai berikut.

$$H_0 : \text{data mengikuti distribusi normal}$$

$$H_1 : \text{data tidak mengikuti distribusi normal}$$

Apabila nilai D_{hitung} lebih besar nilai tabel Kolmogorov Smirnov yaitu 0,1186 dan p -value kurang dari taraf signifikansi sebesar 5%, maka keputusannya adalah tolak H_0 yang berarti saham tidak berdistribusi normal.

Tabel 4.14 Uji Asumsi Normalitas

Saham	D_{hitung}	Model ARIMA	p -value
BBCA	0,0652	ARIMA(0,2,1)	0,6222
BBNI	0,1538	ARIMA(3,1,3)	0,0036
BBRI	0,5587	ARIMA(1,1,1)	$< 2,2 \times 10^{-16}$
BBTN	0,3394	ARIMA(1,1,1)	$9,7 \times 10^{-14}$
BMRI	0,2580	ARIMA(3,1,3)	4×10^{-8}
KLBF	0,3989	ARIMA(2,1,2)	$< 2,2 \times 10^{-16}$
TLKM	0,4943	ARIMA(2,1,2)	$< 2,2 \times 10^{-16}$

Tabel 4.14 menunjukkan bahwa nilai p -value model saham BBCA lebih besar dari α . Artinya residual model memenuhi asumsi residual berdistribusi normal. Sedangkan enam saham lainnya memiliki nilai p -value lebih kecil dari α atau residual model tidak memenuhi asumsi berdistribusi normal yang diduga karena adanya heterokedastisitas.

4.3.4 Pemilihan Model Terbaik

Pemilihan model ARIMA terbaik didasarkan pada model yang memiliki parameter signifikan, memenuhi asumsi residual serta nilai AIC terkecil. Oleh karena setiap saham hanya memiliki satu model dugaan, sehingga tidak dilakukan perbandingan dengan nilai AIC dan model dugaan tersebut menjadi model ARIMA terbaik. Model ARIMA untuk masing-masing saham dapat dituliskan dalam persamaan sebagai berikut.

a. Saham BBCA

$$r_t = 2 r_{t-1} - r_{t-2} + a_t + 0,9604 a_{t-1}$$

b. Saham BBNI

$$\begin{aligned} r_t = & a_t + 1,9658 r_{t-1} - 1,9451 r_{t-2} + 1,7798 r_{t-3} + 0,8005 r_{t-4} + 1,0583 a_{t-1} \\ & - 1,1022 a_{t-2} + 0,9508 a_{t-3} \end{aligned}$$

c. Saham BBRI

$$r_t = a_t + 1,8128 r_{t-1} - 0,8128 r_{t-2} + 0,8685 a_{t-1}$$

d. Saham BBTN

$$r_t = a_t + 0,1273 r_{t-1} + 0,8727 r_{t-2} - 0,7832 a_{t-1}$$

e. Saham BMRI

$$\begin{aligned} r_t = & a_t + 2,0189 r_{t-1} - 1,8705 r_{t-2} + 1,3164 r_{t-3} - 0,4648 r_{t-4} + 1,0524 a_{t-1} \\ & - 0,9377 a_{t-2} + 0,6687 a_{t-3} \end{aligned}$$

f. Saham KLBF

$$r_t = 1,3299 r_{t-1} - 1,2379 r_{t-2} + 0,9080 r_{t-3} + a_t + 0,4259 a_{t-1} - 0,9999 a_{t-2}$$

g. Saham TLKM

$$r_t = 0,9328 r_{t-1} - 0,8334 r_{t-2} + 0,9006 r_{t-3} + a_t - 0,0160 a_{t-1} - 0,9999 a_{t-2}$$

4.4 Pemodelan GARCH

Setelah melakukan pemodelan ARIMA pada masing-masing saham. Tahap selanjutnya adalah melakukan Uji Efek ARCH menggunakan Uji *Lagrange Multiplier*. Uji *Lagrange Multiplier* dapat mendeteksi adanya heterokedastisitas pada residual model.

4.4.1 Saham BBCA

Adanya efek ARCH pada residual model ARIMA saham BBCA dapat dilihat pada Tabel 4.15 sebagai berikut.

Tabel 4.15 Uji *Lagrange Multiplier* Residual Saham BBCA

Order	LM	P-Value
4	2357,35	0
8	507,66	0
12	231,52	0
16	19,80	0,180
20	7,05	0,994
24	4,33	1

Tabel 4.15 menunjukkan bahwa nilai *Lagrange Multiplier* pada saham BBCA memiliki *p-value* kurang dari taraf signifikansi ($\alpha=5\%$) pada 12 order pertama dan dapat disimpulkan bahwa terdapat efek ARCH pada residual kuadrat. Sehingga perlu dilakukan pemodelan GARCH. Pemodelan dimulai dari ordo yang paling sederhana, sehingga didapatkan dua model dengan parameter yang signifikan yang dapat dilihat pada Tabel 4.16 sebagai berikut.

Tabel 4.16 Pemodelan GARCH Saham BBCA

Model	Parameter	Signifikansi	AIC
ARIMA (0,2,1)	θ_1	-0,9170	0
GARCH (0,1)	ω	0,8246	0 10,4517
	β_1	0,1556	0,0130
ARIMA (0,2,1)	θ_1	-0,8699	0
GARCH (1,0)	ω	0,4979	0 4,5618*
	α_1	0,0676	0,0005
ARIMA (0,2,1)	θ_1	-0,5801	4×10^{-10}
GARCH (1,1)	α_1	0,1027	$1,8 \times 10^{-4}$ 6,9879
	β_1	0,8962	0

Model GARCH terbaik dipilih berdasarkan nilai AIC yang terkecil. Sehingga model ARIMA (0,2,1) GARCH (1,0) merupakan model GARCH terbaik untuk saham BBCA dengan nilai AIC sebesar 4,5618. Model ARIMA GARCH untuk saham BBCA dapat dituliskan dalam persamaan sebagai berikut.

$$r_t = 2 r_{t-1} - r_{t-2} + a_t + 0,8699 a_{t-1}$$

$$\sigma_t^2 = 0,4979 + 0,0676 a_{t-1}^2$$

Persamaan ARIMA-GARCH BBCA menunjukkan bahwa harga saham BBCA pada waktu ke- t dipengaruhi oleh harga saham pada 1 dan 2 bulan sebelumnya serta residual acak pada 1 bulan sebelumnya. Sedangkan varian saham BBCA pada waktu ke- t dipengaruhi oleh *error* residual kuadrat saham pada 1 bulan sebelumnya dan konstanta sebesar 0,4979.

4.4.2 Saham BBNI

Adanya efek ARCH pada residual model ARIMA saham BBNI dapat dilihat pada Tabel 4.17 sebagai berikut.

Tabel 4.17 Uji Lagrange Multiplier Residual Saham BBNI

Order	LM	P-Value
4	347,9	0
8	156,3	0
12	96,4	$8,8 \times 10^{-16}$
16	60,5	2×10^{-7}
20	36,3	0,0097
24	24,4	0,3840

Tabel 4.17 menunjukkan nilai *Lagrange Multiplier* pada saham BBNI memiliki *p-value* kurang dari taraf signifikansi ($\alpha=5\%$) pada 20 order pertama dan dapat disimpulkan bahwa terdapat efek ARCH pada residual kuadrat. Sehingga perlu dilakukan pemodelan GARCH. Pemodelan dimulai dari ordo yang paling sederhana, sehingga didapatkan dua model dengan parameter yang signifikan yang dapat dilihat pada Tabel 4.18 sebagai berikut.

Tabel 4.18 Pemodelan GARCH Saham BBNI

Model	Parameter	Signifikansi	AIC
ARIMA (3,1,3)	ϕ_1	0,5192	65,2565
	ϕ_2	-0,8146	
	ϕ_3	0,4406	
	θ_1	-1,0140	
	θ_2	1,4239	
	θ_3	-0,4888	
	ω	0,0030	
GARCH (0,1)	β_1	0,9003	17,0675*
	ϕ_1	1,3405	
	ϕ_2	-0,6676	
	ϕ_3	-1,1627	
	θ_1	-1,3862	
	θ_2	1,0270	
	θ_3	-0,4361	
	ω	0,0030	
	α_1	0,2381	

Model GARCH terbaik dipilih berdasarkan nilai AIC yang terkecil. Sehingga model ARIMA (3,1,3) GARCH (1,0) merupakan model GARCH terbaik untuk saham BBNI dengan nilai AIC sebesar 17,0675. Model ARIMA GARCH untuk saham BBNI dapat dituliskan dalam persamaan sebagai berikut.

$$r_t = a_t + 2,3405 r_{t-1} - 2,0081 r_{t-2} - 0,4951 r_{t-3} + 1,1627 r_{t-4} + 1,3862 a_{t-1} \\ - 1,0270 a_{t-2} + 0,4361 a_{t-3}$$

$$\sigma_t^2 = 0,0030 + 0,2381 a_{t-1}^2$$

Persamaan ARIMA-GARCH BBNI menunjukkan bahwa harga saham BBNI pada waktu ke- t dipengaruhi oleh harga saham pada 1, 2, 3 dan 4 bulan sebelumnya serta residual acak pada 1, 2, dan 3 bulan sebelumnya. Sedangkan varian saham BBNI pada waktu ke- t dipengaruhi oleh *error* residual kuadrat saham pada 1 bulan sebelumnya dan konstanta sebesar 0,0030.

4.4.3 Saham BBRI

Adanya efek ARCH pada residual model ARIMA saham BBRI dapat dilihat pada Tabel 4.19 sebagai berikut.

Tabel 4.19 Uji Lagrange Multiplier Residual Saham BBRI

Order	LM	P-Value
4	87,98	0
8	39,66	$1,4 \times 10^{-6}$
12	19,78	0,0484
16	12,20	0,6640
20	8,72	0,9780
24	6,33	1

Tabel 4.19 menunjukkan bahwa nilai *Lagrange Multiplier* pada saham BBRI memiliki *p-value* kurang dari taraf signifikansi ($\alpha=5\%$) pada 12 order pertama dan dapat disimpulkan bahwa terdapat efek ARCH pada residual kuadrat. Sehingga perlu dilakukan pemodelan GARCH. Pemodelan dimulai dari ordo yang paling sederhana, sehingga didapatkan dua model dengan parameter yang signifikan yang dapat dilihat pada Tabel 4.20 sebagai berikut.

Tabel 4.20 Pemodelan GARCH Saham BBRI

Model	Parameter	Signifikansi	AIC
ARIMA	ϕ_1	0,4824	0
(1,1,1)	θ_1	0,3621	0
GARCH	α_1	0,2034	37,6468*
(1,0)			0

Model GARCH terbaik dipilih berdasarkan nilai AIC yang terkecil. Sehingga model ARIMA (1,1,1) GARCH (1,0) merupakan model GARCH terbaik untuk saham BBRI dengan nilai AIC sebesar 37,6468. Model ARIMA GARCH untuk saham BBRI dapat dituliskan dalam persamaan sebagai berikut.

$$r_t = a_t + 1,4824 r_{t-1} - 0,4824 r_{t-2} - 0,3621 a_{t-1}$$

$$\sigma_t^2 = 0,2034 a_{t-1}^2$$

Persamaan ARIMA-GARCH BBRI menunjukkan bahwa harga saham BBRI pada waktu ke- t dipengaruhi oleh harga saham pada 1 dan 2 bulan sebelumnya serta residual acak pada 1 bulan sebelumnya. Sedangkan varian saham BBRI pada waktu ke- t dipengaruhi *error* residual kuadrat saham pada 1 bulan sebelumnya.

4.4.4 Saham BBTN

Adanya efek ARCH pada residual model ARIMA saham BBTN dapat dilihat pada Tabel 4.21 sebagai berikut.

Tabel 4.21 Uji Lagrange Multiplier Residual Saham BBTN

Order	LM	P-Value
4	122,6	0
8	55,6	$1,1 \times 10^{-9}$
12	33,2	$4,8 \times 10^{-4}$
16	21,5	0,1210
20	13,6	0,8060
24	7,6	0,9999

Tabel 4.21 menunjukkan bahwa nilai *Lagrange Multiplier* pada saham BBTN memiliki *p-value* kurang dari taraf signifikansi ($\alpha=5\%$) pada 12 order pertama dan dapat disimpulkan bahwa terdapat efek ARCH pada residual kuadrat. Sehingga perlu dilakukan pemodelan GARCH. Pemodelan dimulai dari ordo yang paling sederhana, sehingga didapatkan dua model dengan parameter yang signifikan yang dapat dilihat pada Tabel 4.22 sebagai berikut.

Tabel 4.22 Pemodelan GARCH Saham BBTN

Model	Parameter	Signifikansi	AIC
ARIMA (1,1,1) GARCH (0,1)	ϕ_1	-0,8772	0
	θ_1	0,7849	$1,9 \times 10^{-10}$
	β_1	0,9990	0
ARIMA (1,1,1) GARCH (1,0)	ϕ_1	0,4441	0
	θ_1	0,7037	0
	α_1	0,4974	7,5192

Model GARCH terbaik dipilih berdasarkan nilai AIC yang terkecil. Sehingga model ARIMA (1,1,1) GARCH (0,1) merupakan model GARCH terbaik untuk saham BBTN dengan nilai AIC sebesar -0,2888. Model ARIMA GARCH untuk saham BBTN dapat dituliskan dalam persamaan sebagai berikut.

$$r_t = a_t + 0,1228 r_{t-1} + 0,8772 r_{t-2} - 0,7849 a_{t-1}$$

$$\sigma_t^2 = 0,9999 \sigma_{t-1}^2$$

Persamaan ARIMA-GARCH BBTN menunjukkan bahwa harga saham BBTN pada waktu ke- t dipengaruhi oleh harga saham pada 1 dan 2 bulan sebelumnya serta residual acak pada 1 bulan sebelumnya. Sedangkan varian saham BBTN pada waktu ke- t dipengaruhi varian saham pada 1 bulan sebelumnya.

4.4.5 Saham BMRI

Adanya efek ARCH pada residual model ARIMA saham BMRI dapat dilihat pada Tabel 4.23 sebagai berikut.

Tabel 4.23 Uji Lagrange Multiplier Residual Saham BMRI

Order	LM	P-Value
4	270,6	0
8	99,2	0
12	63,7	$1,9 \times 10^{-9}$
16	39,5	0,0005
20	27,4	0,0959
24	20	0,6390

Tabel 4.23 menunjukkan bahwa nilai *Lagrange Multiplier* pada saham BMRI memiliki *p-value* kurang dari taraf signifikansi ($\alpha=5\%$) pada 16 order pertama dan dapat disimpulkan bahwa terdapat efek ARCH pada residual kuadrat. Sehingga perlu dilakukan pemodelan GARCH. Pemodelan dimulai dari ordo yang paling sederhana, sehingga didapatkan dua model dengan parameter yang signifikan yang dapat dilihat pada Tabel 4.24 sebagai berikut.

Tabel 4.24 Pemodelan GARCH Saham BMRI

Model	Parameter	Signifikansi	AIC
ARIMA (3,1,3) GARCH (1,0)	ϕ_1	-0,0783	0
	ϕ_2	1,3680	0
	ϕ_3	-2,8780	0
	θ_1	-0,4718	0 15,7481*
	θ_2	0,2765	0
	θ_3	0,1639	0
	α_1	0,9990	0
ARIMA (3,1,3) GARCH (0,1)	ϕ_1	0,6459	0
	ϕ_2	-0,6220	0
	ϕ_3	0,7060	0
	θ_1	-0,9834	0 72,5160
	θ_2	0,9798	0
	θ_3	-1,3771	0
	β_1	0,9009	0

Model GARCH terbaik dipilih berdasarkan nilai AIC yang terkecil. Sehingga model ARIMA (3,1,3) GARCH (1,0) merupakan model GARCH terbaik untuk saham BMRI dengan nilai AIC sebesar 15,7481. Model ARIMA GARCH untuk saham BMRI dapat dituliskan dalam persamaan sebagai berikut.

$$r_t = a_t + 0,9217 r_{t-1} + 1,4463 r_{t-2} - 4,2460 r_{t-3} + 2,8780 r_{t-4} + 0,4718 a_{t-1} - 0,2265 a_{t-2} + 0,1639 a_{t-3}$$

$$\sigma_t^2 = 0,9990 a_{t-1}^2$$

Persamaan ARIMA-GARCH BMRI menunjukkan bahwa harga saham BMRI pada waktu ke- t dipengaruhi oleh harga saham pada 1, 2, 3 dan 4 bulan sebelumnya serta residual acak pada 1, 2, dan 3 bulan sebelumnya. Sedangkan varian saham BMRI pada waktu ke- t dipengaruhi *error* residual kuadrat saham pada 1 bulan sebelumnya.

4.4.6 Saham KLBF

Adanya efek ARCH pada residual model ARIMA saham KLBF dapat dilihat pada Tabel 4.25 sebagai berikut.

Tabel 4.25 Uji Lagrange Multiplier Residual Saham KLBF

Order	LM	P-Value
4	63,29	$1,1 \times 10^{-13}$
8	29,12	0,0001
12	15,62	0,1560
16	9,47	0,8520
20	5,59	0,9999
24	4,26	1

Tabel 4.25 menunjukkan bahwa nilai *Lagrange Multiplier* pada saham KLBF memiliki *p-value* kurang dari taraf signifikansi ($\alpha=5\%$) pada 8 order pertama dan dapat disimpulkan bahwa terdapat efek ARCH pada residual kuadrat. Sehingga perlu dilakukan pemodelan GARCH. Pemodelan dimulai dari ordo yang paling sederhana, sehingga didapatkan satu model dengan parameter yang signifikan yang dapat dilihat pada Tabel 4.26 sebagai berikut.

Tabel 4.26 Pemodelan GARCH Saham KLBF

Model	Parameter	Signifikansi	AIC
ARIMA (2,1,2) GARCH (0,1)	ϕ_1	0,8108	61,3804
	ϕ_2	-0,9736	
	θ_1	-0,4187	
	θ_2	1,2325	
	β_1	0,9008	
ARIMA (2,1,2) GARCH (1,0)	ϕ_1	-0,3498	15,7481*
	ϕ_2	-0,4802	
	θ_1	-0,1565	
	θ_2	-0,5118	
	ω	$2,9 \times 10^{-6}$	
	α_1	0,9990	

Oleh karena hanya terdapat satu model dengan parameter yang signifikan, sehingga model terbaik untuk saham KLBF adalah ARIMA (2,1,2) GARCH (1,0) dengan nilai AIC sebesar 15,7481*. Model ARIMA GARCH untuk saham KLBF dapat dituliskan dalam persamaan sebagai berikut.

$$r_t = 0,6502 r_{t-1} - 0,1304 r_{t-2} + 0,4802 r_{t-3} + a_t + 0,1565 a_{t-1} + 0,5118 a_{t-2}$$

$$\sigma_t^2 = 2,9 \times 10^{-6} + 0,9990 a_{t-1}^2$$

Persamaan ARIMA-GARCH KLBF menunjukkan bahwa harga saham KLBF pada waktu ke- t dipengaruhi oleh harga saham pada 1,2, dan 3 bulan sebelumnya serta residual acak pada 1 dan 2 bulan sebelumnya. Sedangkan varian saham KLBF pada waktu ke- t dipengaruhi error residual kuadrat saham pada 1 bulan sebelumnya dan konstanta sebesar $2,9 \times 10^{-6}$.

4.4.7 Saham TLKM

Adanya efek ARCH pada residual model ARIMA saham TLKM dapat dilihat pada Tabel 4.27 sebagai berikut.

Tabel 4.27 Uji Lagrange Multiplier Residual Saham TLKM

Order	LM	P-Value
4	48,33	$1,8 \times 10^{-10}$
8	16,24	0,0230
12	9,37	0,5880
16	5,28	0,9890
20	2,20	1
24	1,45	1

Tabel 4.27 menunjukkan bahwa nilai *Lagrange Multiplier* pada saham TLKM memiliki *p-value* kurang dari taraf signifikansi ($\alpha=5\%$) pada 8 order pertama dan dapat disimpulkan bahwa terdapat efek ARCH pada residual kuadrat. Sehingga perlu dilakukan pemodelan GARCH. Pemodelan dimulai dari ordo yang paling sederhana, sehingga didapatkan satu model dengan parameter yang signifikan yang dapat dilihat pada Tabel 4.28 sebagai berikut.

Tabel 4.28 Pemodelan GARCH Saham TLKM

Model	Parameter	Signifikansi	AIC
ARIMA (2,1,2) GARCH (0,1)	ϕ_1	-2,2619	0
	ϕ_2	0,4877	0
	θ_1	0,1242	0 38,6070
	θ_2	-1,1687	0
	β_1	0,9420	0
ARIMA (2,1,2) GARCH (1,0)	ϕ_1	-1,5010	0
	ϕ_2	-0,5148	0
	θ_1	1,629	0
	θ_2	0,6006	0 -7,3297*
	ω	$3,7 \times 10^{-5}$	$1,6 \times 10^{-10}$
	α_1	0,1015	$3,3 \times 10^{-5}$

Oleh karena hanya terdapat satu model dengan parameter yang signifikan, sehingga model terbaik untuk saham TLKM adalah ARIMA (2,1,2) GARCH (1,0) dengan nilai AIC sebesar -7,3297. Model ARIMA GARCH untuk saham TLKM dapat dituliskan dalam persamaan sebagai berikut.

$$r_t = 0,5010 r_{t-1} + 0,9862 r_{t-2} + 0,5148 r_{t-3} + a_t - 1,6290 a_{t-1} - 0,6006 a_{t-2}$$

$$\sigma_t^2 = 3,7 \times 10^{-5} + 0,1015 a_{t-1}^2$$

Persamaan ARIMA-GARCH TLKM menunjukkan bahwa harga saham TLKM pada waktu ke- t dipengaruhi oleh harga saham pada 1,2, dan 3 bulan sebelumnya dan residual acak pada 1 dan 2 bulan sebelumnya. Sedangkan varian saham TLKM pada waktu ke- t dipengaruhi error residual kuadrat saham pada 1 bulan sebelumnya dan konstanta sebesar $3,7 \times 10^{-5}$.

4.5 Copula

Pada tahap ini dilakukan uji normalitas pada residual *return* dari model GARCH masing-masing saham. Residual *return* didapatkan dengan mengurangi *actual return* dengan *return fitted value* masing-masing saham. Nilai residual *return* GARCH masing-masing saham secara

lengkap dapat dilihat pada Lampiran 8. Hipotesis uji Kolmogorov Smirnov adalah sebagai berikut.

H_0 : data berdistribusi normal

H_1 : data tidak berdistribusi normal

Tabel 4.29 menunjukkan bahwa nilai $p\text{-value}$ kurang dari taraf signifikansi ($\alpha=5\%$) dan D_{hitung} lebih besar dari tabel yaitu 0,1191. Sehingga keputusannya adalah tolak H_0 yang berarti residual $return$ GARCH tidak berdistribusi normal.

Tabel 4.29 Uji Normalitas Residual GARCH

Saham	D_{hitung}	Model	$p\text{-value}$
BBCA	0,4766	ARIMA(0,2,1) GARCH(1,0)	$< 2,2 \times 10^{-16}$
BBNI	0,4533	ARIMA(3,1,3) GARCH(1,0)	$< 2,2 \times 10^{-16}$
BBRI	0,4180	ARIMA(1,1,1) GARCH(1,0)	$< 2,2 \times 10^{-16}$
BBTN	0,4552	ARIMA(1,1,1) GARCH(0,1)	$< 2,2 \times 10^{-16}$
BMRI	0,3646	ARIMA(3,1,3) GARCH(1,0)	$1,8 \times 10^{-15}$
KLBF	0,4785	ARIMA(2,1,2) GARCH(1,0)	$< 2,2 \times 10^{-16}$
TLKM	0,4785	ARIMA(2,1,2) GARCH(1,0)	$< 2,2 \times 10^{-16}$

4.5.1 Uji Dependensi

Sebelum melakukan pemodelan Copula, perlu dilakukan uji dependensi untuk mengetahui ada atau tidaknya dependensi antar masing-masing saham. Uji dependensi pada data dengan dimensi lebih dari dua dilakukan dengan pendekatan S_n^{Π} . Hipotesis untuk Uji Dependensi dengan pendekatan S_n^{Π} adalah sebagai berikut.

$H_0: C = \Pi$, tujuh variabel independen

$H_1: C \neq \Pi$, tujuh variabel tidak independen

Tabel 4.30 Uji Dependensi

Saham	Korelasi	Statistik Uji	P-Value
BBCA, BBNI, BBRI, BBTN, BMRI, KLBF, dan TLKM	Global Cramer- von Mises	0,0821	0,0004

Nilai $p\text{-value}$ yang ditunjukkan pada Tabel 4.30 lebih kecil dari taraf signifikansi 0,05 yaitu sebesar 0,0004. Sehingga dapat disimpulkan bahwa diantara ketujuh saham terdapat independensi atau dalam kata lain saling dependen.

4.5.2 Pemilihan Model Copula

Tahap selanjutnya adalah pemodelan copula dengan menggunakan lima copula yaitu, Copula Normal, Copula Student-t, Copula Gumbel, Copula Clayton, dan Copula Frank. Estimasi parameter copula dihitung menggunakan Persamaan 2.61. Hasil estimasi parameter masing-masing copula lebih detail dapat dilihat pada Lampiran 10. Lalu dilakukan perhitungan nilai MLE untuk masing-masing copula menggunakan Persamaan 2.62 untuk pemilihan model terbaik. Semakin besar nilai MLE suatu model maka semakin baik pula model tersebut dalam menjelaskan hubungan antar variabel dibandingkan dengan model lainnya.

Nilai *Maximum Log-Likelihood* masing-masing model copula dapat dilihat pada Tabel 4.31 sebagai berikut.

Tabel 4.31 Pemodelan Copula

Copula	Nilai MLE
Normal	81,74
Student-t	92,42
Gumbel	26,94
Clayton	29,13
Frank	27,39

Model terbaik merupakan model yang memiliki nilai *Maximized Log-Likelihood* (MLE) terbesar. Tabel 4.31 menunjukkan bahwa model copula terbaik untuk residual *return* GARCH saham BBCA, BBNI, BBRI, BBTN, BMRI, KLBF, dan TLKM adalah Copula Student-t dengan nilai *maximum log-likelihood* sebesar 92,42 dengan derajat bebas sebesar 7,5848. Sehingga dapat disimpulkan bahwa, model Copula Student-t merupakan model terbaik ketika fungsi dalam kondisi maksimal serta dapat menjelaskan hubungan antar variabel dengan baik dibandingkan dengan model copula lainnya. Parameter untuk Copula Student-t dapat dilihat pada Tabel 4.32 sebagai berikut.

Tabel 4.32 Parameter Copula Student-t

Estimasi Parameter	Standard Deviasi Error
Rho 1	0,1379
Rho 2	0,5086
Rho 3	0,3940
Rho 4	0,2044
Rho 5	0,2790
Rho 6	0,2387
Rho 7	0,0975
Rho 8	0,2103
Rho 9	0,5285
Rho 10	0,0954
Rho 11	0,0910
Rho 12	0,3752
Rho 13	0,0235
Rho 14	0,3830
Rho 15	0,2041
Rho 16	0,1493
Rho 17	0,2137
Rho 18	0,2289
Rho 19	-0,1953
Rho 20	0,1500
Rho 21	0,2000

Tabel 4.32 menunjukkan estimasi parameter yang merupakan koefisien korelasi atau kekuatan hubungan antar saham. Standar deviasi *error* menunjukkan kemungkinan penyimpangan nilai estimasi parameter.

Korelasi antar saham dapat dituliskan dalam bentuk matriks yang dapat dilihat pada Tabel 4.33 sebagai berikut.

Tabel 4.33 Matriks Korelasi Copula Student-t

	BBCA	BBNI	BBRI	BBTN	BMRI	KLBF	TLKM
BBCA	1	0,1379	0,5086	0,3940	0,2044	0,2790	0,2387
BBNI	0,1379	1	0,0975	0,2103	0,5285	0,0954	0,0910
BBRI	0,5086	0,0975	1	0,3752	0,0235	0,3830	0,2041
BBTN	0,3940	0,2103	0,3752	1	0,1493	0,2137	0,2289
BMRI	0,2044	0,5285	0,0235	0,1493	1	-0,1953	0,1500
KLBF	0,2790	0,0954	0,3830	0,2137	-0,1953	1	0,2000
TLKM	0,2387	0,0910	0,2041	0,2289	0,1500	0,2000	1

Tabel 4.33 menunjukkan bahwa seluruh saham memiliki koefisien korelasi positif kecuali korelasi antara saham BMRI dan KLBF. Korelasi positif menunjukkan hubungan antar saham yang positif. Ketika nilai suatu saham mengalami kenaikan maka saham lainnya akan mengalami kenaikan pula dan begitu sebaliknya. Sedangkan korelasi negatif menunjukkan hubungan antar saham yang negatif. Ketika suatu saham mengalami kenaikan maka saham lainnya akan mengalami penurunan. Saham BMRI dan BBRI memiliki hubungan yang terlemah yaitu sebesar 0,0235. Sedangkan saham BBRI dan BMRI memiliki hubungan yang terkuat yaitu sebesar 0,5285.

4.6 Estimasi *Value at Risk*

Pada tahap sebelumnya, didapatkan Copula Student-t sebagai model copula yang dapat mencerminkan hubungan antar tujuh saham. Selanjutnya dilakukan estimasi *Value At Risk* menggunakan simulasi Monte Carlo dengan bobot saham BBCA sebesar 10,48%, BBNI sebesar 4,22%, BBRI sebesar 24,88%, BBTN sebesar 2,41%, BMRI sebesar 8,53%, KLBF sebesar 21,9%, dan TLKM sebesar 27,58%. Simulasi dilakukan sebanyak 1000 kali untuk mendapatkan nilai *Value at Risk* yang stabil pada tingkat kepercayaan yang berbeda yaitu 1%, 5%, dan 10%. Rata-rata simulasi Monte Carlo dari portofolio tersebut dapat dilihat pada Tabel 4.33 sebagai berikut.

Tabel 4.34 Estimasi *Value at Risk*

Copula Student-t	α		
	1%	5%	10%
BBCA, BBNI, BBRI, BBTN, BMRI, KLBF, dan TLKM	-0,0933	-0,0439	-0,0300

Value at Risk (VaR) merupakan kemungkinan risiko suatu portofolio yang dihadapi oleh investor. Semakin negatif nilai VaR suatu portofolio maka semakin besar pula kemungkinan risiko atau kerugian yang akan dihadapi. Tabel 4.33 menunjukkan bahwa nilai VaR portofolio saham pada tingkat kepercayaan 99%, 95%, dan 90% berturut-turut adalah 0,0933; 0,0439; dan 0,0300. Apabila seseorang berinvestasi dengan modal awal sebesar Rp. 1.000.000,00 pada portofolio saham optimal, maka nilai VaR untuk portofolio saham tersebut pada tingkat kepercayaan 99%, 95%, dan 90% berturut-turut adalah Rp. 93.300,00, Rp. 43.900,00, dan Rp. 30.000,00 untuk 1 bulan kedepan. Artinya pada tingkat kepercayaan 99%, 95%, dan 90% ada kemungkinan investor tersebut akan mengalami kerugian maksimal masing-masing sebesar Rp. 93.300,00, Rp. 43.900,00, dan Rp. 30.000,00 pada portofolio yang terdiri atas saham BBCA, BBNI, BBRI, BBTN, BMRI, KLBF, dan TLKM.

BAB V

KESIMPULAN DAN SARAN

5.1 Kesimpulan

Berdasarkan hasil dan pembahasan pada bab sebelumnya, dapat disimpulkan bahwa,

1. Portofolio optimal yang terbentuk berdasarkan pendekatan *Single Index Model* terdiri atas tujuh saham dengan proporsi masing-masing yaitu BBCA (PT Bank Central Asia Tbk) sebesar 10,48%, BBNI (Bank Negara Indonesia (Persero) Tbk) sebesar 4,22%, BBRI (Bank Rakyat Indonesia (Persero) Tbk) sebesar 24,88%, BBTN (Bank Tabungan Negara (Persero) Tbk) sebesar 2,41%, BMRI (Bank Mandiri (Persero) Tbk) sebesar 8,53%, KLBF (PT. Kalbe Farma Tbk) sebesar 21,90%, dan TLKM (Telkom Indonesia (Persero) Tbk) sebesar 27,58%.
2. Pemodelan ARIMA-GARCH pada harga penutupan saham BBCA, BBNI, BBRI, BBTN, BMRI, KLBF, dan TLKM didapatkan bahwa model terbaik untuk saham BBCA adalah ARIMA (0,2,1) GARCH (1,0), saham BBNI adalah ARIMA (3,1,3) GARCH (1,0), saham BBRI adalah ARIMA (1,1,1) GARCH (1,0), saham BBTN adalah ARIMA (1,1,1) GARCH (0,1), saham BMRI adalah ARIMA (3,1,3) GARCH (1,0), saham KLBF adalah ARIMA (2,1,2) GARCH (1,0), dan saham TLKM adalah ARIMA (2,1,2) GARCH (1,0). Model copula terbaik yang dapat menggambarkan struktur dependensi dari residual GARCH ketujuh saham berdasarkan nilai *maximum log-likelihood* adalah Copula Student-t. Nilai *Value at Risk* portofolio saham optimal yang terdiri atas saham BBCA, BBNI, BBRI, BBTN, BMRI, KLBF, dan TLKM berdasarkan Copula Student-t pada tingkat kepercayaan 99%, 95%, dan 90% adalah sebesar 0,0933; 0,0439; dan 0,0300. Apabila investor memiliki modal sebesar Rp. 1.000.000,00 maka nilai VaR untuk portofolio saham tersebut pada tingkat kepercayaan 99%, 95% dan 90% berturut-turut adalah Rp. 93.300,00, Rp. 43.900,00, dan Rp. 30.000. Semakin tinggi tingkat kepercayaan maka akan semakin tinggi pula nilai VaR yang didapatkan.

5.2 Saran

Saran untuk penelitian selanjutnya berdasarkan penelitian ini adalah sebagai berikut.

1. Melakukan peramalan harga saham untuk beberapa periode kedepan.
2. Dalam pengukuran nilai *Value at Risk* disarankan untuk menggunakan metode copula lainnya karena tidak menutup kemungkinan bahwa copula lain dapat mendefinisikan struktur dependensi yang lebih baik.
3. Melakukan estimasi risiko menggunakan metode lain seperti *Conditional Value at Risk*, *Modified Value at Risk*, dan lain sebagainya. Sehingga, nilai estimasi risiko yang didapatkan akan lebih akurat.

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

DAFTAR PUSTAKA

- Alexander, C. (2008). *Value at Risk Models*. England: John Wiley & Sons Ltd.
- Azmi, U., & Syaifudin, W. (2020). Peramalan Harga Komoditas dengan Menggunakan Metode Arima-Garch. *Jurnal Varian*, 113-124. <https://doi.org/10.30812/varian.v3i2.653>.
- Box, G., Jenkins, G., & Ljung Reinsel, G. (2015). *Time Series Analysis : Forecasting and Control, 4th ed.* New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.
- Brockwell, P., & Davis, R. (1991). *Time Series: Theory and Methods*. New York: Springer.
- Chen, T.-Y., & So, L.-C. (2020). Discussion on the Effectiveness of the Copula-GARCH Method to Detect Risk of a Portfolio Containing Bitcoin. *Journal of Mathematical Finance*, (10), 499-512.
- Cherubini, U., Luciano, E., & Vecchiato, W. (2004). *Copula Methods in Finance*. West Sussex PO19 8SQ, England: John Wiley & Sons Ltd.
- Cryer, J., & Chan, K.-S. (2008). *Time Series Analysis With Applications in R: Second Edition*. New York: Springer.
- Darmaji, T., & Fakhruddin, M. (2012). *Pasar Modal Di Indonesia*. Jakarta: Salemba Empat.
- Dowd, K. (1998). *Beyond Value at Risk*. New York: John Wiley & Sons.
- Fabozzi, F. J., & Markowitz, H. M. (2011). *The Theory and Practice of Investment Management Second Edition*. Canada: John Wiley & Sons, Inc.
- Fatihudin, D. (2018). *Panduan praktis merencanakan keuangan untuk investasi di pasar modal, pasar uang & valas*. Surabaya: UM Surabaya Publishing.
- Ferdiansyah, T. (2002). *Refleksi dan Strategi Penerapan Manajemen Risiko Perbankan Indonesia*. Jakarta: PT. Elex Media.
- Ghozalo, I. (2016). *Aplikasi Analisis Multivariate Dengan Program IBM SPSS 23. Edisi 8*. Semarang: Badan Penerbit Universitas Diponegoro.
- Gitman, L., & Zutter, C. (2012). *Principles of Managerial Finance (13th edition)*. Edinburgh: Pearson.
- Gunawan, A., Pakki, E., & Rahim, F. (2021). Optimal Portfolio Analysis Using the Single Index Model. *Jurnal Fakultas Ekonomi dan Bisnis*, (3), 45-58.
- Handini, S., & Astawinetu, E. D. (2020). *TEORI PORTOFOLIO DAN PASAR MODAL INDONESIA*. Surabaya: SCOPINDO MEDIA PUSTAKA.
- Hofert, M., Kojadinovic, I., Mächler, M., & Yan, J. (2018). *Elements of Copula Modeling with R*. Switzerland: Springer.
- Jondeau, E., & Rockinger, M. (2006). The Copula-GARCH model of conditional dependencies: An international stock market application. *Elsevier*.
- Jorion, P. (2007). *Value At Risk: The New Benchmark for Managing Financial Risk*. United States: The McGraw-Hill Companies, Inc.
- Nelsen, R. (2006). *A Introduction to Copula: Second Edition*. United States of America: Springer.
- Paramitasari, R., & Mulyono. (2016). Analisis Portofolio untuk Menentukan Expected Return Optimal dan Risiko Minimal pada saham Perusahaan Telekomunikasi yang Terdaftar di Bursa Efek Indonesia. *Jurnal Managemen dan Organisasi*, 20-33.
- PT Kustodian Sentral Efek Indonesia. (2021, Desember). *KSEI*. Diambil kembali dari <https://www.ksei.co.id>:
https://www.ksei.co.id/files/Statistik_Publik_Desember_2021.pdf

- Rachmatullah, I., Nawir, J., & Siswantini, T. (2021). ANALISIS PORTOFOLIO OPTIMAL MARKOWITZ DAN SINGLE INDEX MODEL PADA JAKARTA ISLAMIC INDEX. *Ekonomi dan Bisnis*, (8), 122-141.<http://dx.doi.org/10.35590/jeb.v8i1.2682>.
- Ramasubramanian, K., & Singh, A. (2019). *Machine Learning Using R: With Time Series and Industry-Based Use Case in R*. New York: Springer Science+Business Media New York.
- Suad, H. (2005). *Dasar-dasar Teori Portofolio dan Analisis Sekuritas. Edisi keempat*. Yogyakarta: UPP AMD YKPN.
- Supangat, A. (2007). *Statistika Dalam Kajian Deskriptif, Inferensial, dan Nonparametrik. Edisi Pertama*. Jakarta: Kencana.
- Tandelilin, E. (2014). *Portofolio dan Investasi: Teori dan Aplikasi. Edisi 1*. Yogyakarta: PT. Kanisius.
- Tannadi, B. (2020). *Ilmu Saham: Pengenalan Saham*. Jakarta: Elex Media Komputindo.
- Tsay, R. (2010). *Analysis of Financial Time Series: Third Edition*. Canada: John Wiley & Sons, Inc.
- Walpole, R. (1995). *Pengantar Statistika Edisi Ketiga*. Jakarta: PT. Gramedia Pustaka.
- Wei, W. W. (2005). *Time Series Analysis: Univariate and Multivariate Methods*. San Francisco: Pearson.
- Zubir, Z. (2011). *Manajemen Portofolio: Penerapannya dalam Investasi Saham*. Jakarta: Salemba Empat.

LAMPIRAN

Lampiran 1. Harga Penutupan Saham LQ45

Tanggal	ADRO	ASII	BBCA	BBNI	BBRI	BBTN	...	UNTR	UNVR
Des-10	2.550	5.455	6,400	3,875	1,050	1,572	...	22.882	3.300
Jan-11	2.250	4.890	5,650	3,225	970	1,275	...	20.526	3.010
Feb-11	2.450	5.205	6,300	3,550	940	1,275	...	22.305	3.240
Mar-11	2.200	5.700	6,950	3,975	1,150	1,610	...	20.863	3.060
Apr-11	2.200	5.615	7,400	4,050	1,290	1,639	...	22.353	3.060
Mei-11	2.450	5.875	7,100	3,875	1,270	1,591	...	23.000	2.940
Jun-11	2.450	6.355	7,650	3,875	1,300	1,620	...	24.900	2.980
Jul-11	2.650	7.050	8,300	4,450	1,380	1,629	...	27.300	3.120
Agu-11	2.025	6.615	8,000	4,125	1,310	1,495	...	23.600	3.380
Sep-11	1.720	6.365	7,700	3,725	1,170	1,160	...	22.000	3.300
Okt-11	2.025	6.900	8,100	4,025	1,350	1,380	...	24.600	3.130
Nov-11	1.910	7.090	7,900	3,800	1,300	1,198	...	23.350	3.640
Des-11	1.770	7.400	8,000	3,800	1,350	1,160	...	26.350	3.760
Jan-12	1.830	7.890	8,000	3,625	1,370	1,150	...	28.350	3.920
Feb-12	1.920	7.085	7,600	3,775	1,380	1,169	...	29.000	3.850
Mar-12	1.930	7.395	8,000	4,000	1,390	1,150	...	33.000	4.000
Apr-12	1.860	7.100	8,000	4,025	1,330	1,323	...	29.600	3.970
Mei-12	1.470	6.430	7,000	3,700	1,130	1,150	...	23.100	4.110
Jun-12	1.450	6.850	7,300	3,825	1,270	1,236	...	21.350	4.580
Jul-12	1.460	7.000	8,000	3,975	1,400	1,313	...	21.000	4.850
Agu-12	1,370	6,750	7,750	3,725	1,390	1,255	...	20,050	5,420
Sep-12	1,500	7,400	7,900	3,925	1,490	1,380	...	20,700	5,210
Okt-12	1,370	8,050	8,200	3,850	1,480	1,457	...	21,100	5,210
Nov-12	1,340	7,250	8,800	3,700	1,410	1,610	...	17,050	5,270
Des-12	1,590	7,600	9,100	3,700	1,390	1,450	...	19,700	4,170
Jan-13	1,650	7,350	9,650	3,925	1,590	1,620	...	19,750	4,410
Feb-13	1,570	7,950	11,000	4,600	1,890	1,630	...	19,300	4,570
Mar-13	1,310	7,900	11,400	5,050	1,750	1,700	...	18,200	4,560
Apr-13	1,230	7,350	10,750	5,400	1,880	1,490	...	17,750	5,250
Mei-13	930	7,050	10,350	4,875	1,780	1,420	...	16,300	6,100
Jun-13	860	7,000	10,000	4,300	1,550	1,150	...	18,200	6,150
Jul-13	700	6,500	10,400	4,275	1,650	1,040	...	16,800	6,360
Agu-13	930	6,050	9,050	3,850	1,320	950	...	15,800	6,240
Sep-13	900	6,450	10,000	4,075	1,450	930	...	16,300	6,030
:	:	:	:	:	:	:	...	:	:
Sep-21	1.760	5.500	35,000	5,375	3,850	1,420	...	26.000	3.950
Okt-21	1.680	6.025	7,475	7,000	4,250	1,780	...	23.550	4.420
Nov-21	1.700	5.775	7,275	6,800	4,090	1,710	...	21.350	4.480
Des-21	2.250	5.700	7,300	6,750	4,110	1,730	...	22.150	4.110

Lampiran 2. Actual Return Saham LQ45

Tanggal	ADRO	ASII	BBCA	BBNI	BBRI	BBTN	...	UNTR	UNVR
Jan-11	-0,118	-0,104	-0,117	-0,168	-0,076	-0,189	...	-0,103	-0,088
Feb-11	0,089	0,064	0,115	0,101	-0,031	0,000	...	0,087	0,076
Mar-11	-0,102	0,095	0,103	0,120	0,223	0,263	...	-0,065	-0,056
Apr-11	0,000	-0,015	0,065	0,019	0,122	0,018	...	0,071	0,000
Mei-11	0,114	0,046	-0,041	-0,043	-0,016	-0,029	...	0,029	-0,039
Jun-11	0,000	0,082	0,077	0,000	0,024	0,018	...	0,083	0,014
Jul-11	0,082	0,109	0,085	0,148	0,062	0,006	...	0,096	0,047
Agu-11	-0,236	-0,062	-0,036	-0,073	-0,051	-0,082	...	-0,136	0,083
Sep-11	-0,151	-0,038	-0,038	-0,097	-0,107	-0,224	...	-0,068	-0,024
Okt-11	0,177	0,084	0,052	0,081	0,154	0,190	...	0,118	-0,052
Nov-11	-0,057	0,028	-0,025	-0,056	-0,037	-0,132	...	-0,051	0,163
Des-11	-0,073	0,044	0,013	0,000	0,038	-0,032	...	0,128	0,033
Jan-12	0,034	0,066	0,000	-0,046	0,015	-0,009	...	0,076	0,043
Feb-12	0,049	-0,102	-0,050	0,041	0,007	0,017	...	0,023	-0,018
Mar-12	0,005	0,044	0,053	0,060	0,007	-0,016	...	0,138	0,039
Apr-12	-0,036	-0,040	0,000	0,006	-0,043	0,150	...	-0,103	-0,008
Mei-12	-0,210	-0,094	-0,125	-0,081	-0,150	-0,131	...	-0,220	0,035
Jun-12	-0,014	0,065	0,043	0,034	0,124	0,075	...	-0,076	0,114
Jul-12	0,007	0,022	0,096	0,039	0,102	0,062	...	-0,016	0,059
Agu-12	-0,062	-0,036	-0,031	-0,063	-0,007	-0,044	...	-0,045	0,118
Sep-12	0,095	0,096	0,019	0,054	0,072	0,100	...	0,032	-0,039
Okt-12	-0,087	0,088	0,038	-0,019	-0,007	0,056	...	0,019	0,000
Nov-12	-0,022	-0,099	0,073	-0,039	-0,047	0,105	...	-0,192	0,012
Des-12	0,187	0,048	0,034	0,000	-0,014	-0,099	...	0,155	-0,209
Jan-13	0,038	-0,033	0,060	0,061	0,144	0,117	...	0,003	0,058
Feb-13	-0,048	0,082	0,140	0,172	0,189	0,006	...	-0,023	0,036
Mar-13	-0,166	-0,006	0,036	0,098	-0,074	0,043	...	-0,057	-0,002
Apr-13	-0,061	-0,070	-0,057	0,069	0,074	-0,124	...	-0,025	0,151
Mei-13	-0,244	-0,041	-0,037	-0,097	-0,053	-0,047	...	-0,082	0,162
Jun-13	-0,075	-0,007	-0,034	-0,118	-0,129	-0,190	...	0,117	0,008
Jul-13	-0,186	-0,071	0,040	-0,006	0,065	-0,096	...	-0,077	0,034
Agu-13	0,329	-0,069	-0,130	-0,099	-0,200	-0,087	...	-0,060	-0,019
Sep-13	-0,032	0,066	0,105	0,058	0,098	-0,021	...	0,032	-0,034
Okt-13	0,133	0,031	0,045	0,178	0,090	0,043	...	0,074	-0,005
Nov-13	0,108	-0,060	-0,077	-0,146	-0,057	0,000	...	0,043	-0,113
Des-13	-0,035	0,088	-0,117	-0,168	-0,076	-0,189	...	0,041	-0,023
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	...	⋮	⋮
Sep-21	0,397	0,053	0,397	0,053	0,069	-0,005	...	0,295	-0,025
Okt-21	-0,045	0,095	-0,045	0,095	-0,786	0,302	...	-0,094	0,119
Nov-21	0,012	-0,041	0,012	-0,041	-0,027	-0,029	...	-0,093	0,014
Des-21	0,324	-0,013	0,324	-0,013	0,003	-0,007	...	0,037	-0,083

Lampiran 3. Harga Penutupan Bulanan IHSG

Tanggal	IHSG	Tanggal	IHSG	Tanggal	IHSG
Des-10	3.703,51	Apr-14	4.840,15	Agu-17	5.864,06
Jan-11	3.409,17	Mei-14	4.893,91	Sep-17	5.900,85
Feb-11	3.470,35	Jun-14	4.878,58	Okt-17	6.005,78
Mar-11	3.678,67	Jul-14	5.088,80	Nov-17	5.952,14
Apr-11	3.819,62	Agu-14	5.136,86	Des-17	6.355,65
Mei-11	3.836,97	Sep-14	5.137,58	Jan-18	6.605,63
Jun-11	3.888,57	Okt-14	5.089,55	Feb-18	6.597,22
Jul-11	4.130,80	Nov-14	5.149,89	Mar-18	6.188,99
Agu-11	3.841,73	Des-14	5.226,95	Apr-18	5.994,60
Sep-11	3.549,03	Jan-15	5.289,40	Mei-18	5.983,59
Okt-11	3.790,85	Feb-15	5.450,29	Jun-18	5.799,24
Nov-11	3.715,08	Mar-15	5.518,67	Jul-18	5.936,44
Des-11	3.821,99	Apr-15	5.086,42	Agu-18	6.018,46
Jan-12	3.941,69	Mei-15	5.216,38	Sep-18	5.976,55
Feb-12	3.985,21	Jun-15	4.910,66	Okt-18	5.831,65
Mar-12	4.121,55	Jul-15	4.802,53	Nov-18	6.056,12
Apr-12	4.180,73	Agu-15	4.509,61	Des-18	6.194,50
Mei-12	3.832,82	Sep-15	4.223,91	Jan-19	6.532,97
Jun-12	3.955,58	Okt-15	4.455,18	Feb-19	6.443,35
Jul-12	4.142,34	Nov-15	4.446,46	Mar-19	6.468,75
Agu-12	4.060,33	Des-15	4.593,01	Apr-19	6.455,35
Sep-12	4.262,56	Jan-16	4.615,16	Mei-19	6.209,12
Okt-12	4.350,29	Feb-16	4.770,96	Jun-19	6.358,63
Nov-12	4.276,14	Mar-16	4.845,37	Jul-19	6.390,50
Des-12	4.316,69	Apr-16	4.838,58	Agu-19	6.328,47
Jan-13	4.453,70	Mei-16	4.796,87	Sep-19	6.169,10
Feb-13	4.795,79	Jun-16	5.016,65	Okt-19	6.228,32
Mar-13	4.940,99	Jul-16	5.215,99	Nov-19	6.011,83
Apr-13	5.034,07	Agu-16	5.386,08	Des-19	6.299,54
Mei-13	5.068,63	Sep-16	5.364,80	Jan-20	5.940,05
Jun-13	4.818,90	Okt-16	5.422,54	Feb-20	5.452,70
Jul-13	4.610,38	Nov-16	5.148,91	Mar-20	4.538,93
Agu-13	4.195,09	Des-16	5.296,71	Apr-20	4.716,40
Sep-13	4.316,18	Jan-17	5.294,10	Mei-20	4.753,61
Okt-13	4.510,63	Feb-17	5.386,69	Jun-20	4.905,39
Nov-13	4.256,44	Mar-17	5.568,11	Okt-21	6.591,35
Des-13	4.274,18	Apr-17	5.685,30	Nov-21	6.533,93
Jan-14	4.418,76	Mei-17	5.738,15	Des-21	6.581,48
Feb-14	4.620,22	Jun-17	5.829,71		
Mar-14	4.768,28	Jul-17	5.840,94		

Lampiran 4. Data Tingkat BI 7 Days Repo Rate

Tanggal	Bunga	Tanggal	Bunga	Tanggal	Bunga	Tanggal	Bunga
Jan-11	0,00065	Jun-14	0,00075	Nov-17	0,000425	Apr-21	0,00035
Feb-11	0,00068	Jul-14	0,00075	Des-17	0,000425	Mei-21	0,00035
Mar-11	0,00068	Agu-14	0,00075	Jan-18	0,000425	Jun-21	0,00035
Apr-11	0,00068	Sep-14	0,00075	Feb-18	0,000425	Jul-21	0,00035
Mei-11	0,00068	Okt-14	0,00075	Mar-18	0,000425	Agu-21	0,00035
Jun-11	0,00068	Nov-14	0,00078	Apr-18	0,000425	Sep-21	0,00035
Jul-11	0,00068	Des-14	0,00078	Mei-18	0,000475	Okt-21	0,00035
Agu-11	0,00068	Jan-15	0,00078	Jun-18	0,000525	Nov-21	0,00035
Sep-11	0,00068	Feb-15	0,00075	Jul-18	0,000525	Des-21	0,00035
Okt-11	0,00065	Mar-15	0,00075	Agu-18	0,00055		
Nov-11	0,0006	Apr-15	0,00075	Sep-18	0,000575		
Des-11	0,0006	Mei-15	0,00075	Okt-18	0,000575		
Jan-12	0,0006	Jun-15	0,00075	Nov-18	0,0006		
Feb-12	0,00058	Jul-15	0,00075	Des-18	0,0006		
Mar-12	0,00058	Agu-15	0,00075	Jan-19	0,0006		
Apr-12	0,00058	Sep-15	0,00075	Feb-19	0,0006		
Mei-12	0,00058	Okt-15	0,00075	Mar-19	0,0006		
Jun-12	0,00058	Nov-15	0,00075	Apr-19	0,0006		
Jul-12	0,00058	Des-15	0,00075	Mei-19	0,0006		
Agu-12	0,00058	Jan-16	0,00073	Jun-19	0,0006		
Sep-12	0,00058	Feb-16	0,0007	Jul-19	0,000575		
Okt-12	0,00058	Mar-16	0,00068	Agu-19	0,00055		
Nov-12	0,00058	Apr-16	0,00068	Sep-19	0,000525		
Des-12	0,00058	Mei-16	0,00068	Okt-19	0,0005		
Jan-13	0,00058	Jun-16	0,00065	Nov-19	0,0005		
Feb-13	0,00058	Jul-16	0,00065	Des-19	0,0005		
Mar-13	0,00058	Agu-16	0,00053	Jan-20	0,0005		
Apr-13	0,00058	Sep-16	0,0005	Feb-20	0,000475		
Mei-13	0,00058	Okt-16	0,00048	Mar-20	0,00045		
Jun-13	0,0006	Nov-16	0,00048	Apr-20	0,00045		
Jul-13	0,00065	Des-16	0,00048	Mei-20	0,00045		
Agu-13	0,0007	Jan-17	0,00048	Jun-20	0,000425		
Sep-13	0,00073	Feb-17	0,00048	Jul-20	0,0004		
Okt-13	0,00073	Mar-17	0,00048	Agu-20	0,0004		
Nov-13	0,00075	Apr-17	0,00048	Sep-20	0,0004		
Des-13	0,00075	Mei-17	0,00048	Okt-20	0,0004		
Jan-14	0,00075	Jun-17	0,00048	Nov-20	0,000375		
Feb-14	0,00075	Jul-17	0,000475	Des-20	0,000375		
Mar-14	0,00075	Agu-17	0,00045	Jan-21	0,000375		
Apr-14	0,00075	Sep-17	0,000425	Feb-21	0,00035		
Mei-14	0,00075	Okt-17	0,000425	Mar-21	0,00035		

Lampiran 5. Syntax R

1. Library

```
#library  
library(readxl) #memanggil function read_xlsx  
library(stats) #memanggil function ts, ks.test, acf,  
pacf, Box.test  
  
library(aTSA) #memanggil function arch.test  
library(base) #memanggil function diff  
library(lmtest) #memanggil function coeftest  
library(rugarch) #memanggil function ugarchspec,  
ugarchfit, infocriteria  
  
library(copula) #memanggil function pobs, fitCopula,  
rCopula, tCopula, normalCopula, claytonCopula,  
frankCopula, gumbelCopula, indepTestSim, indepTest  
  
library(tseries) #memanggil function adf.test  
library(forecast) #memanggil function arima  
library(QRM) #memanggil function fit.st
```

2. Input Data

```
dataset<-read_xlsx("C:/Users/Lenovo/OneDrive/Desktop/Tugas  
Akhir/Laporan Tugas Akhir/data penutupan harga.xlsx")  
View(dataset)  
  
BBCA<-ts(dataset$BBCA,start = c(2010,12,1) ,frequency = 12)  
BBNI<-ts(dataset$BBNI,start = c(2010,12,1) ,frequency = 12)  
BBRI<-ts(dataset$BBRI,start = c(2010,12,1) ,frequency = 12)  
BBTN<-ts(dataset$BBTN,start = c(2010,12,1) ,frequency = 12)  
BMRI<-ts(dataset$BMRI,start = c(2010,12,1) ,frequency = 12)  
KLBF<-ts(dataset$KLBF,start = c(2010,12,1) ,frequency = 12)  
TLKM<-ts(dataset$TLKM,start = c(2010,12,1) ,frequency = 12)
```

3. Uji Stasioneritas

```
adf.test(BBCA, alternative = "stationary")  
adf.test(BBNI, alternative = "stationary")  
adf.test(BBRI, alternative = "stationary")  
adf.test(BMRI, alternative = "stationary")  
adf.test(BBTN, alternative = "stationary")  
adf.test(KLBF, alternative = "stationary")  
adf.test(TLKM, alternative = "stationary")  
  
#differencing  
#bbca  
dBBCA<-diff(BBCA)  
adf.test(dBBCA)  
d2BBCA<-diff(dBBCA)
```

Lampiran 5. Syntax R (Lanjutan)

```
adf.test(d2BBCA)

#bbni
dBBCNI<-diff(BBNI)
adf.test(dBBCNI)

#bbri
dBBCRI<-diff(BBRI)
adf.test(dBBCRI)

#bbtn
dBBCTN<-diff(BBTN)
adf.test(dBBCTN)

#bmri
dBBCMRI<-diff(BMRI)
adf.test(dBBCMRI)

#klbf
dKLBF<-diff(KLBF)
adf.test(dKLBF)

#tlkm
dTLCM<-diff(TLCM)
adf.test(dTLCM)
```

4. Pemodelan ARIMA

```
#Pemodelan ARIMA
#bbca
coeftest(arima(BBCA,order = c(1,2,1)))
coeftest(arima(BBCA,order = c(1,2,0)))
coeftest(arima(BBCA,order = c(0,2,1)))

summary(arima(BBCA,order = c(0,2,1)))
summary(arima(BBCA,order = c(1,2,0)))

m1BBCA<-arima(BBCA,order = c(0,2,1))
res1BBCA<-m1BBCA$residuals
ks.test(res1BBCA,"pnorm")
Box.test(res1BBCA,type = 'Ljung-Box')

m2BBCA<-arima(BBCA,order = c(1,2,0))
res2BBCA<-m2BBCA$residuals
ks.test(res2BBCA,"pnorm")
Box.test(res2BBCA,type = 'Ljung-Box')
```

Lampiran 5. Syntax R (Lanjutan 2)

```
mBBCA<-m1BBCA #model terbaik

#bbni
coefest(arima(BBNI,order = c(3,1,3)))
coefest(arima(BBNI,order = c(0,1,3)))
coefest(arima(BBNI,order = c(3,1,0)))

mBBNI<-arima(BBNI,order = c(3,1,3))
resBBNI<-mBBNI$residuals
ks.test(resBBNI,"pnorm")
Box.test(resBBNI,type = 'Ljung-Box')

#bbri
coefest(arima(BBRI,order = c(1,1,1)))
coefest(arima(BBRI,order = c(1,1,0)))
coefest(arima(BBRI,order = c(0,1,1)))

mBBRI<-arima(BBRI,order = c(1,1,1))
resBBRI<-mBBRI$residuals
ks.test(resBBRI,"pnorm")
Box.test(resBBRI,type = 'Ljung-Box')

#bbtn
coefest(arima(BBTN,order = c(1,1,1)))
coefest(arima(BBTN,order = c(1,1,0)))
coefest(arima(BBTN,order = c(0,1,1)))

mBBTN<-arima(BBTN,order = c(1,1,1))
resBBTN<-mBBTN$residuals
ks.test(resBBTN,"pnorm")
Box.test(resBBTN,type = 'Ljung-Box')

#bmri
coefest(arima(BMRI,order = c(3,1,3)))
coefest(arima(BMRI,order = c(0,1,3)))
coefest(arima(BMRI,order = c(3,1,0)))

mBMRI<-arima(BMRI,order = c(3,1,3))
resBMRI<-mBMRI$residuals
ks.test(resBMRI,"pnorm")
Box.test(resBMRI,type = 'Ljung-Box')

#klbf
coefest(arima(KLBF,order = c(2,1,2)))
coefest(arima(KLBF,order = c(2,1,0)))
coefest(arima(KLBF,order = c(0,1,2)))
```

Lampiran 5. Syntax R (Lanjutan 3)

```
mKLBF<-arima(KLBF,order = c(2,1,2))
resKLBF<-mKLBF$residuals
ks.test(resKLBF,"pnorm")
Box.test(resKLBF,type = 'Ljung-Box')

#tlkm
coefest(arima(TLKM,order = c(2,1,2)))
coefest(arima(TLKM,order = c(2,1,0)))
coefest(arima(TLKM,order = c(0,1,2)))

mTLKM<-arima(TLKM,order = c(2,1,2))
resTLKM<-mTLKM$residuals
ks.test(resTLKM,"pnorm")
Box.test(resTLKM,type = 'Ljung-Box')
```

5. Uji Efek ARCH

```
#uji efek arch
arch.test(mBBCA)
arch.test(mBBNI)
arch.test(mBBRI)
arch.test(mBBTN)
arch.test(mBMRI)
arch.test(mKLBF)
arch.test(mTLKM)
```

6. Pemodelan GARCH

```
#pemodelan garch
#BBCA
print("-----")
g11.BBCA = ugarchspec(variance.model = list(model = 'sGARCH' ,
garchOrder = c(1 , 1)) ,
mean.model = list(armaOrder = c(0 ,
1),include.mean=FALSE)
,fixed.pars=list(omega=0))
fit.g11.BBCA = ugarchfit(spec = g11.BBCA , data = d2BBCA ,
solver = 'solnp')
fit.g11.BBCA@fit$matcoef
infocriteria(fit.g11.BBCA)
print("-----")
g01.BBCA = ugarchspec(variance.model = list(model = 'sGARCH' ,
garchOrder = c(0 , 1)) ,
mean.model = list(armaOrder = c(0 ,
1),include.mean=FALSE))
```

Lampiran 5. Syntax R (Lanjutan 4)

```
fit.g01.BBCA = ugarchfit(spec = g01.BBCA , data = d2BBCA ,
solver = 'solnp')
fit.g01.BBCA@fit$matcoef
infocriteria(fit.g01.BBCA)
print("-----")
g10.BBCA = ugarchspec(variance.model = list(model = 'sGARCH' ,
garchOrder = c(1 , 0)) ,
mean.model = list(armaOrder = c(0 ,
1),include.mean=FALSE))
fit.g10.BBCA = ugarchfit(spec = g10.BBCA , data = d2BBCA ,
solver = 'solnp')
fit.g10.BBCA@fit$matcoef
infocriteria(fit.g10.BBCA)

print("-----")
#bbni
print("-----")
g10.BBNI = ugarchspec(variance.model = list(model = 'sGARCH' ,
garchOrder = c(1 , 0)) ,
mean.model = list(armaOrder = c(3 ,
3),include.mean=FALSE)
)

fit.g10.BBNI = ugarchfit(spec = g10.BBNI , data = dBNI , solver
= 'solnp')
fit.g10.BBNI@fit$matcoef
infocriteria(fit.g10.BBNI)
print("-----")
g01.BBNI = ugarchspec(variance.model = list(model = 'sGARCH' ,
garchOrder = c(0, 1)) ,
mean.model = list(armaOrder = c(3 ,
3),include.mean=FALSE)
)

fit.g01.BBNI = ugarchfit(spec = g01.BBNI , data = dBNI , solver
= 'solnp')
fit.g01.BBNI@fit$matcoef
infocriteria(fit.g01.BBNI)
print("-----")
#bbri
print("-----")
```

Lampiran 5. Syntax R (Lanjutan 5)

```
g10.BBRI = ugarchspec(variance.model = list(model = 'sGARCH' ,
garchOrder = c(1 , 0)) ,
mean.model = list(armaOrder = c(1 ,
1),include.mean=FALSE)
,fixed.pars=list(omega=0))

fit.g10.BBRI = ugarchfit(spec = g10.BBRI , data = dBBRI , solver
= 'solnp')
fit.g10.BBRI@fit$matcoef
infocriteria(fit.g10.BBRI)

mgBBRI<-fit.g10.BBRI
print("-----")
#bbtn
print("-----")
g10.BBTN = ugarchspec(variance.model = list(model = 'sGARCH' ,
garchOrder = c(1 , 0)) ,
mean.model = list(armaOrder = c(1 ,
1),include.mean=FALSE)
,fixed.pars=list(omega=0))

fit.g10.BBTN = ugarchfit(spec = g10.BBTN , data = dBBTN , solver
= 'solnp')
fit.g10.BBTN@fit$matcoef
infocriteria(fit.g10.BBTN)
print("-----")
g01.BBTN = ugarchspec(variance.model = list(model = 'sGARCH' ,
garchOrder = c(0 , 1)) ,
mean.model = list(armaOrder = c(1 ,
1),include.mean=FALSE)
,fixed.pars=list(omega=0))

fit.g01.BBTN = ugarchfit(spec = g01.BBTN , data = dBBTN , solver
= 'solnp')
fit.g01.BBTN@fit$matcoef
infocriteria(fit.g01.BBTN)

mgBBTN<-fit.g01.BBTN
print("-----")
#bmri
print("-----")
```

Lampiran 5. Syntax R (Lanjutan 6)

```
g10.BMRI = ugarchspec(variance.model = list(model = 'sGARCH' ,
garchOrder = c(1 , 0)) ,
mean.model = list(armaOrder = c(3 ,
3),include.mean=FALSE)
,fixed.pars=list(omega=0))

fit.g10.BMRI = ugarchfit(spec = g10.BMRI , data = dBMRI , solver
= 'solnp')
fit.g10.BMRI@fit$matcoef
infocriteria(fit.g10.BMRI)
mgMRI<-fit.g10.BMRI
print("-----")
-----)

g01.BMRI = ugarchspec(variance.model = list(model = 'sGARCH' ,
garchOrder = c(0 , 1)) ,
mean.model = list(armaOrder = c(3 ,
3),include.mean=FALSE)
,fixed.pars=list(omega=0))

fit.g01.BMRI = ugarchfit(spec = g01.BMRI , data = dBMRI , solver
= 'solnp')
fit.g01.BMRI@fit$matcoef
infocriteria(fit.g01.BMRI)
print("-----")
-----)

#klbf
print("-----")
-----)
g10.KLBF = ugarchspec(variance.model = list(model = 'sGARCH' ,
garchOrder = c(1 , 0)) ,
mean.model = list(armaOrder = c(2 ,
2),include.mean=FALSE))

fit.g10.KLBF = ugarchfit(spec = g10.KLBF , data = dKLBF , solver
= 'solnp')
fit.g10.KLBF@fit$matcoef
infocriteria(fit.g10.KLBF)
mgKLBF<-fit.g10.KLBF

print("-----")
-----)
g01.KLBF = ugarchspec(variance.model = list(model = 'sGARCH' ,
garchOrder = c(0 , 1)) ,
mean.model = list(armaOrder = c(2 ,
2),include.mean=FALSE)
,fixed.pars=list(omega=0))
```

Lampiran 5. Syntax R (Lanjutan 7)

```
fit.g01.KLBF = ugarchfit(spec = g01.KLBF , data = dKLBF , solver = 'solnp')
fit.g01.KLBF@fit$matcoef
infocriteria(fit.g01.KLBF)
print("-----")
#tlkm
print("-----")
g10.TLKM = ugarchspec(variance.model = list(model = 'sGARCH' ,
garchOrder = c(1 , 0)) ,
mean.model = list(armaOrder = c(2 ,
2),include.mean=FALSE))

fit.g10.TLKM = ugarchfit(spec = g10.TLKM , data = dTLKM , solver = 'solnp')
fit.g10.TLKM@fit$matcoef
infocriteria(fit.g10.TLKM)
mgTLKM<-fit.g10.TLKM
print("-----")
g01.TLKM = ugarchspec(variance.model = list(model = 'sGARCH' ,
garchOrder = c(0 , 1)) ,
mean.model = list(armaOrder = c(2 ,
2),include.mean=FALSE)
,fixed.pars=list(omega=0))

fit.g01.TLKM = ugarchfit(spec = g01.TLKM , data = dTLKM , solver = 'solnp')
fit.g01.TLKM@fit$matcoef
infocriteria(fit.g01.TLKM)

print("-----")
```

7. Uji Dependensi

```
set.seed(1969)
n <- 130
d <- ncol(data_copula)
U <- pobs(data_copula)
dist <- indepTestSim(n, p = d, verbose = FALSE)
indepTest(U, d = dist)
```

Lampiran 5. Syntax R (Lanjutan 8)

8. Pemodelan Copula

```
set.seed(199)
data_copula<-resid
d<-7
print("-----t-----")
summary(fitCopula(tCopula(dim =d, dispstr = "un"), data =
pobs(data_copula),method="ml"))
print("-----Normal-----")
summary(fitCopula(normalCopula(dim = d, dispstr = "un"), data =
pobs(data_copula)),method="ml")
print("-----Gumbel-----")
summary(fitCopula(gumbelCopula(dim = d), data =
pobs(data_copula),method="ml"))
print("-----Clayton-----")
summary(fitCopula(claytonCopula(dim = d), data =
pobs(data_copula),method="ml"))
print("-----Frank-----")
summary(fitCopula(frankCopula(dim = d), data =
pobs(data_copula),method="ml"))
```

9. Estimasi Value at Risk

```
data<-data_copula
nu<-c()
mu<-c()
sigma<-c()
w<-c(0.1048,0.0422,0.2488,0.0241,0.0853,0.2190,0.2758)
n<-130
Percentiles<-c()
d<-7
p<-
c(0.1379,0.5086,0.3940,0.2044,0.2790,0.2387,0.0975,0.2103,0.5285
,0.0954,0.0910,0.3752,0.0235,0.3830,0.2041,0.1493,0.2137,0.2289,
-0.1953,0.1500,0.2000)
data<-resid

for(i in 1:7){
  tfit <- fit.st(as.matrix(data[,i]))
  tpars <- tfit[[2]]

  nu[i]<-tpars[1]
```

Lampiran 5. Syntax R (Lanjutan 9)

```
sigma[i]<-tpars[3]
}

#5%
for(i in 1:1000){
  sim<-rCopula(n,tCopula(p,dim=d, dispstr = "un"))
  sim2<-as.matrix(qt(sim[,1],df=nu[1])*sigma[1]+mu[1])
  for(i in 2:d){
    sim2<-cbind(sim2,qt(sim[,i],df=nu[i])*sigma[i]+mu[i])
  }
  Percentiles<-c(Percentiles,sort(sim2 %*% w)[0.05*n])
}

VaR2<-mean(Percentiles)

#10%
Percentiles<-c()
for(i in 1:1000){
  sim<-rCopula(n,tCopula(p,dim=d, dispstr = "un"))
  sim2<-as.matrix(qt(sim[,1],df=nu[1])*sigma[1]+mu[1])
  for(i in 2:d){
    sim2<-cbind(sim2,qt(sim[,i],df=nu[i])*sigma[i]+mu[i])
  }
  Percentiles<-c(Percentiles,sort(sim2 %*% w)[0.1*n])
}

VaR3<-mean(Percentiles)

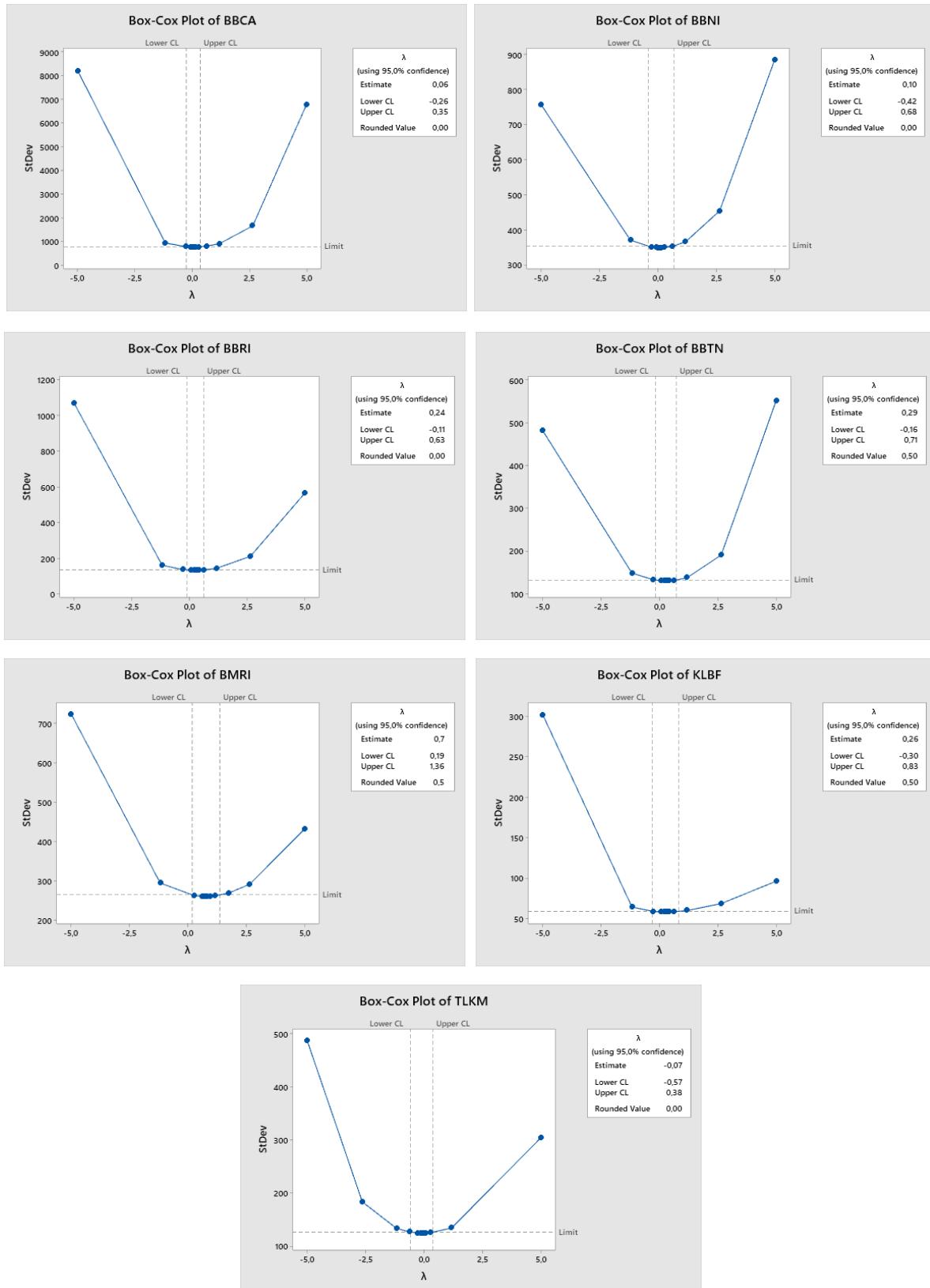
#1%
Percentiles<-c()
for(i in 1:1000){
  sim<-rCopula(n,tCopula(p,dim=d, dispstr = "un"))
  sim2<-as.matrix(qt(sim[,1],df=nu[1])*sigma[1]+mu[1])
  for(i in 2:d){
    sim2<-cbind(sim2,qt(sim[,i],df=nu[i])*sigma[i]+mu[i])
  }
  Percentiles<-c(Percentiles,sort(sim2 %*% w)[0.01*n])
}

VaR1<-mean(Percentiles)
print("-----VaR 1%-----")
VaR1
print("-----VaR 5%-----")
VaR2
```

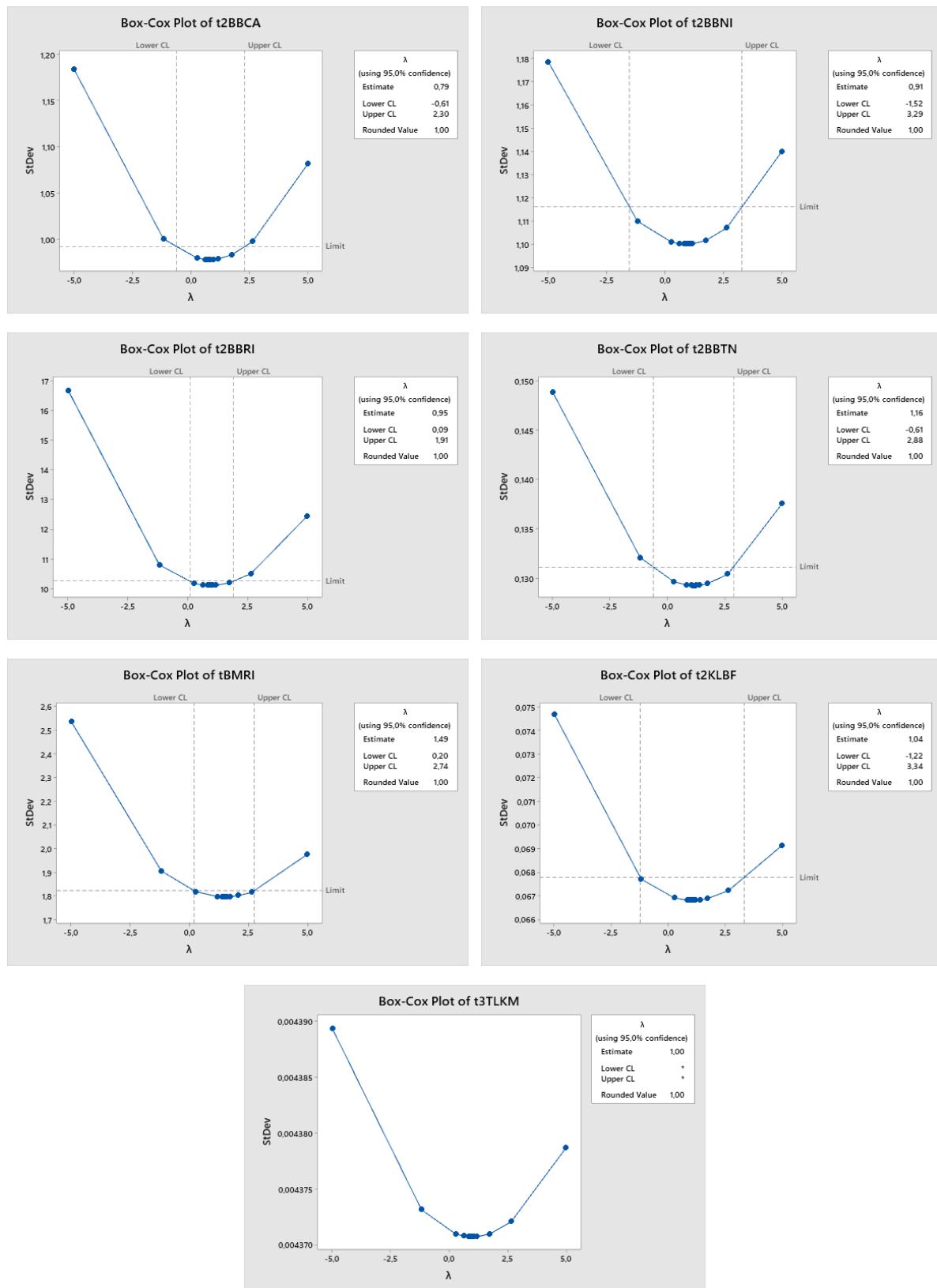
Lampiran 5. Syntax R (Lanjutan 10)

```
mu[i]<-tpars[2]
print("-----VaR 10%-----")
-----")
VaR3
```

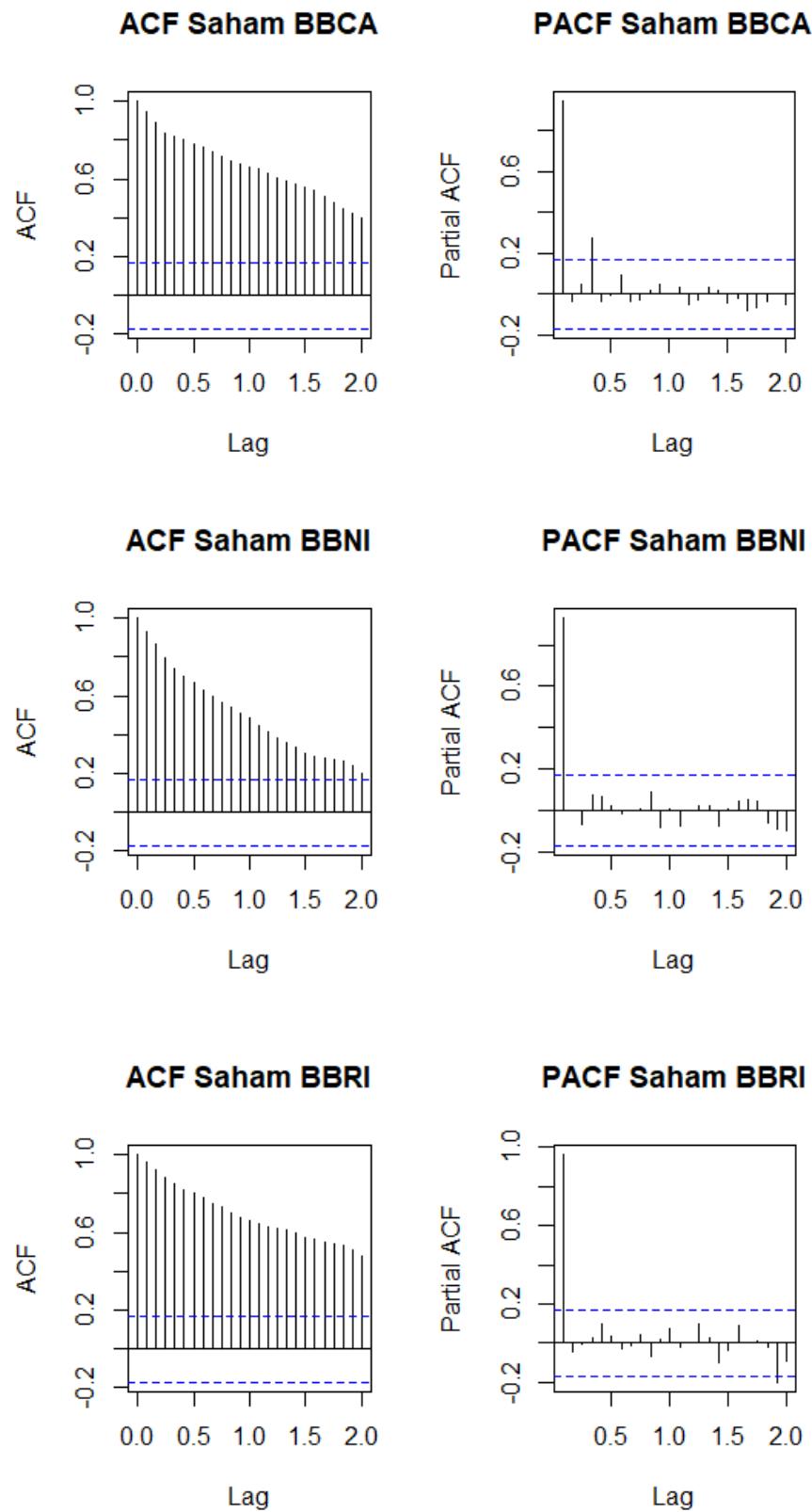
Lampiran 6. Plot Box Cox Data Harga Saham



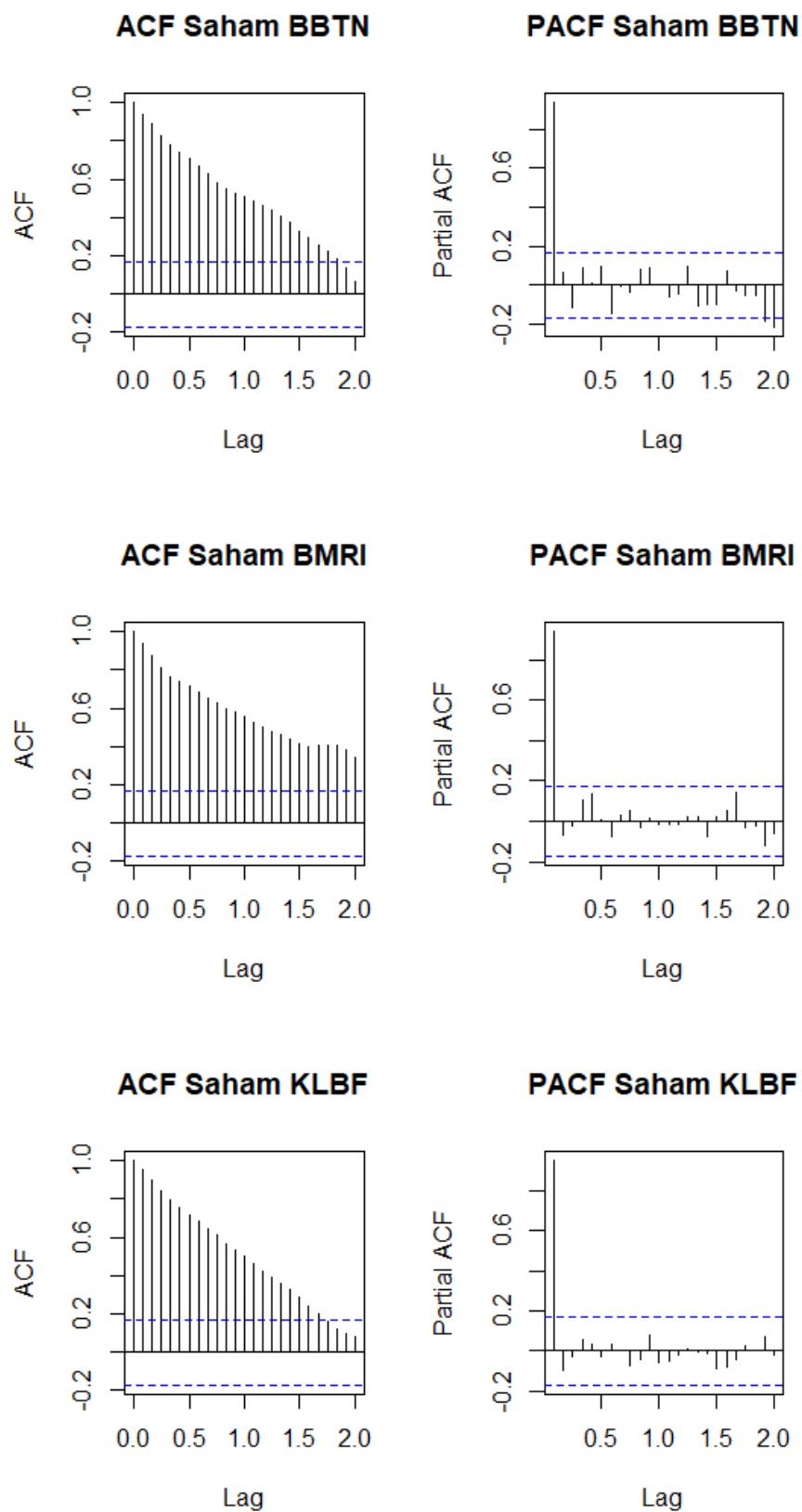
Lampiran 7. Plot Box Cox Data Setelah Transformasi



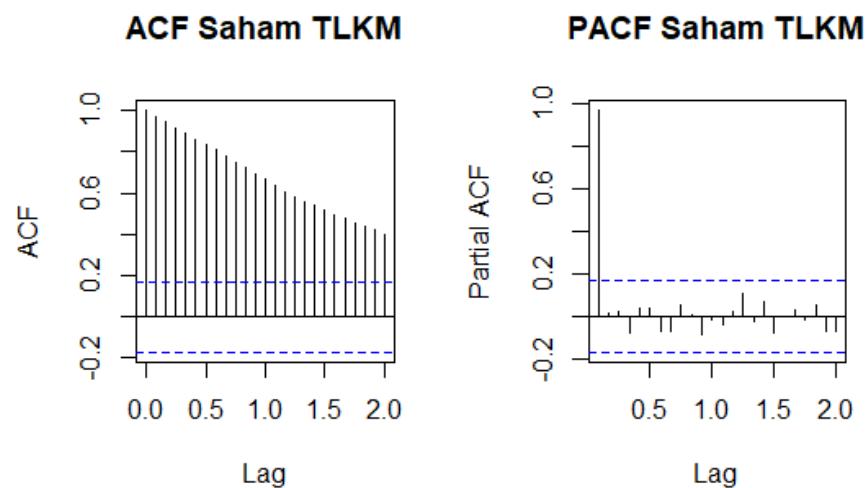
Lampiran 8. Plot ACF dan PACF Saham Sebelum Stasioner dalam Rataan



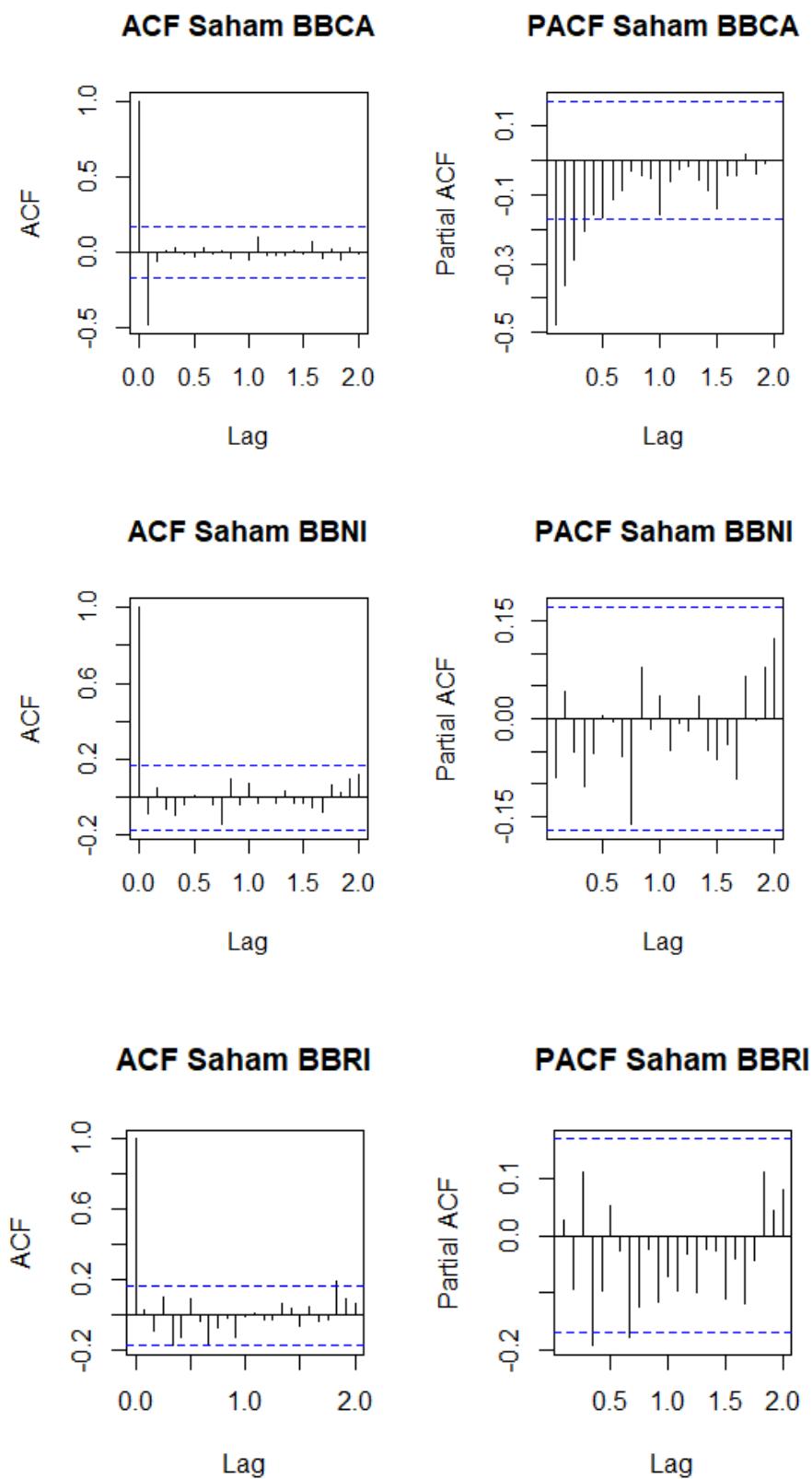
Lampiran 8. Plot ACF dan PACF Saham Sebelum Stasioner dalam Rataan (Lanjutan)



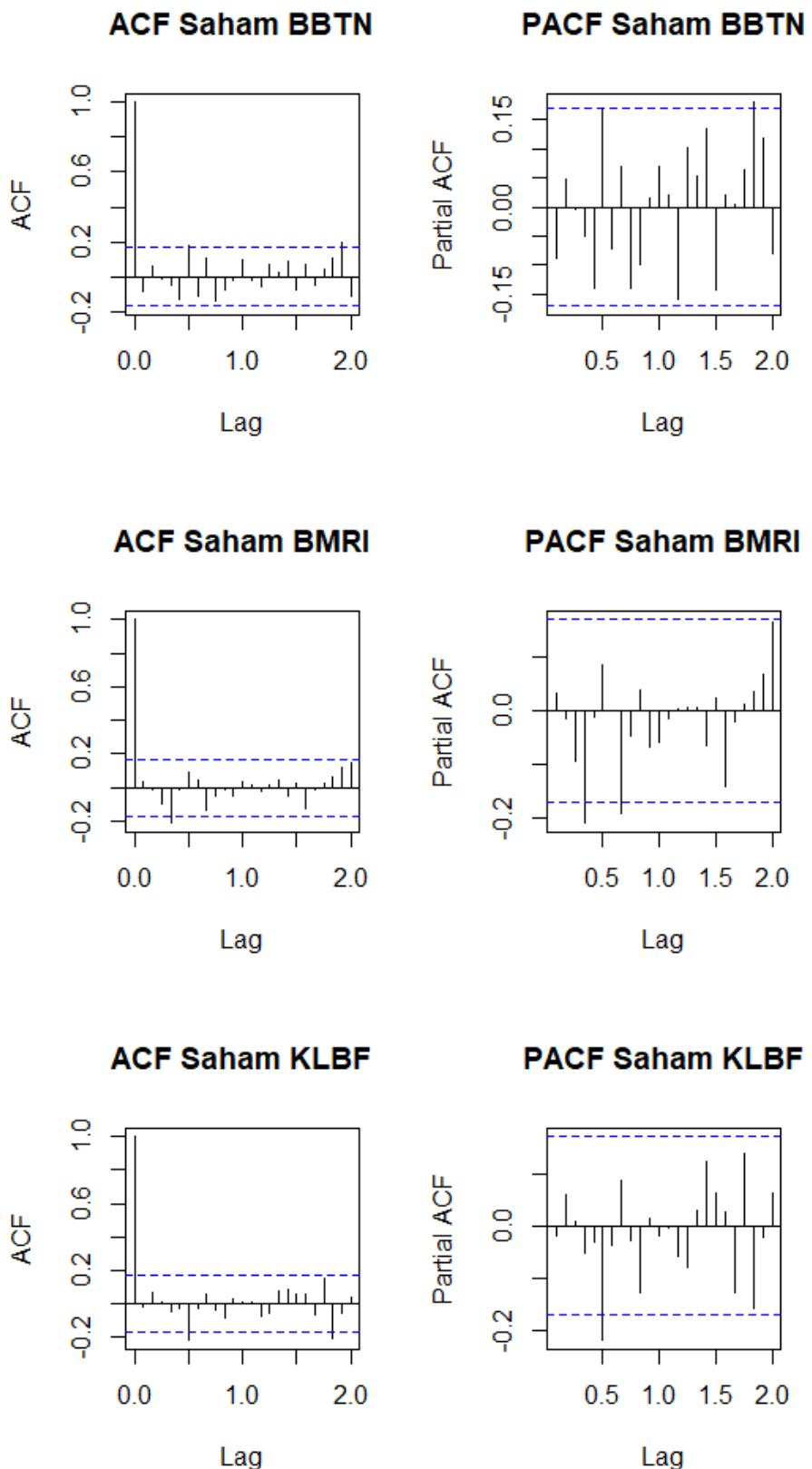
Lampiran 8. Plot ACF dan PACF Saham Sebelum Stasioner dalam Rataan (Lanjutan 2)



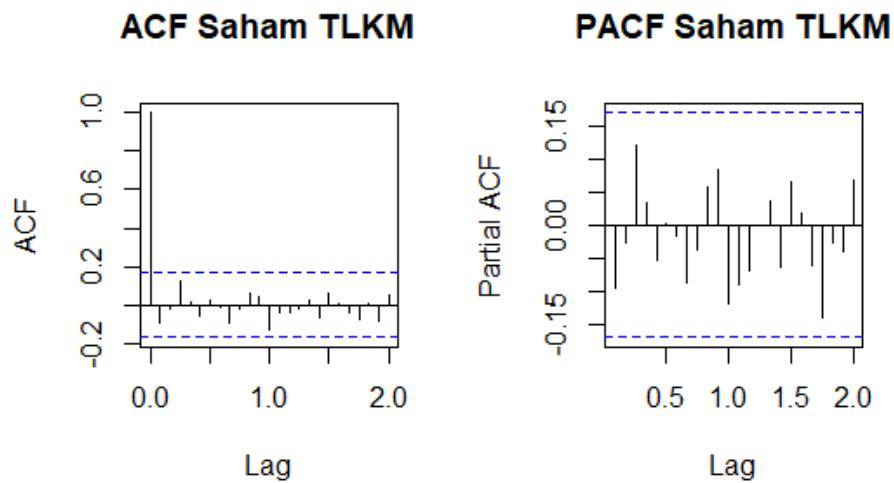
Lampiran 9. Plot ACF, PACF, dan Uji ADF Data Saham Setelah Stasioner



Lampiran 9. Plot ACF, PACF, dan Uji ADF Data Saham Setelah Stasioner (Lanjutan)



Lampiran 9. Plot ACF, PACF, dan Uji ADF Data Saham Setelah Stasioner (Lanjutan 2)



Lampiran 10. Estimasi Parameter Copula dengan Metode ML

1. Estimasi Parameter Copula Normal

```
call: fitCopula(copula, data = data)
Fit based on "maximum pseudo-likelihood" and 130 7-dimensional observations.
Normal copula, dim. d = 7
      Estimate Std. Error
rho.1  0.11667   0.090
rho.2  0.48434   0.056
rho.3  0.38549   0.076
rho.4  0.20993   0.115
rho.5  0.22862   0.075
rho.6  0.25681   0.098
rho.7  0.10605   0.092
rho.8  0.20748   0.091
rho.9  0.55192   0.066
rho.10 0.10749   0.117
rho.11 0.09861   0.101
rho.12 0.39269   0.097
rho.13 0.05347   0.123
rho.14 0.37863   0.075
rho.15 0.20161   0.101
rho.16 0.14725   0.113
rho.17 0.23383   0.104
rho.18 0.28690   0.099
rho.19 -0.18607  0.104
rho.20 0.15119   0.092
rho.21 0.21976   0.080
The maximized loglikelihood is 81.74
Optimization converged
Number of loglikelihood evaluations:
  function gradient
        112          26
```

2. Estimasi Parameter Copula Student-t

```
call: fitCopula(copula, data = data, method = "ml")
Fit based on "maximum likelihood" and 130 7-dimensional observations.
t-copula, dim. d = 7
      Estimate Std. Error
rho.1  0.13790   0.095
rho.2  0.50863   0.066
rho.3  0.39402   0.076
rho.4  0.20442   0.090
rho.5  0.27904   0.084
rho.6  0.23870   0.090
rho.7  0.09757   0.095
rho.8  0.21033   0.090
rho.9  0.52859   0.061
rho.10 0.09544   0.088
rho.11 0.09106   0.095
rho.12 0.37526   0.077
rho.13 0.02357   0.095
rho.14 0.38305   0.076
rho.15 0.20415   0.091
rho.16 0.14935   0.092
rho.17 0.21378   0.087
rho.18 0.22899   0.092
rho.19 -0.19532  0.086
rho.20 0.15008   0.094
rho.21 0.20006   0.088
df    7.58488   1.974
The maximized loglikelihood is 92.42
optimization converged
Number of loglikelihood evaluations:
  function gradient
        118          31
```

Lampiran 10. Estimasi Parameter Copula dengan Metode ML (Lanjutan)

3. Estimasi Parameter Copula Gumbel

```
Call: fitCopula(copula, data = data, method = "ml")
Fit based on "maximum likelihood" and 130 7-dimensional observations.
Gumbel copula, dim. d = 7
    Estimate Std. Error
alpha   1.137    0.027
The maximized loglikelihood is 26.94
Optimization converged
Number of loglikelihood evaluations:
function gradient
     8      8
```

4. Estimasi Parameter Copula Clayton

```
Call: fitCopula(copula, data = data, method = "ml")
Fit based on "maximum likelihood" and 130 7-dimensional observations.
Clayton copula, dim. d = 7
    Estimate Std. Error
alpha   0.232    0.039
The maximized loglikelihood is 29.13
Optimization converged
Number of loglikelihood evaluations:
function gradient
     6      6
```

5. Estimasi Parameter Copula Frank

```
Call: fitCopula(copula, data = data, method = "ml")
Fit based on "maximum likelihood" and 130 7-dimensional observations.
Frank copula, dim. d = 7
    Estimate Std. Error
alpha   1.031    0.187
The maximized loglikelihood is 27.39
Optimization converged
Number of loglikelihood evaluations:
function gradient
     6      6
```

Lampiran 11. Persentil 1% Simulasi Monte Carlo

No	Persentil 1%	No	Persentil 1%	No	Persentil 1%	No	Persentil 1%	No	Persentil 1%
1	-0,0809	41	-0,0626	81	-0,0829	121	-0,0638	161	-0,0719
2	-0,0580	42	-0,0602	82	-0,0545	122	-0,0604	162	-0,0822
3	-0,1119	43	-0,1381	83	-0,0576	123	-0,0595	163	-0,0566
4	-0,0616	44	-0,0841	84	-0,0840	124	-0,0641	164	-0,1242
5	-0,0814	45	-0,0758	85	-0,1121	125	-0,2721	165	-0,1042
6	-0,0447	46	-0,0964	86	-0,0957	126	-0,0782	166	-0,0590
7	-0,0609	47	-0,0672	87	-0,0968	127	-0,0896	167	-0,1913
8	-0,1067	48	-0,1012	88	-0,0620	128	-0,2391	168	-0,0687
9	-0,1400	49	-0,0723	89	-0,0873	129	-0,0867	169	-0,0949
10	-0,0907	50	-0,1249	90	-0,0807	130	-0,0721	170	-0,1040
11	-0,2107	51	-0,0685	91	-0,0694	131	-0,0884	171	-0,0909
12	-0,1194	52	-0,0767	92	-0,0989	132	-0,1051	172	-0,0679
13	-0,0844	53	-0,0896	93	-0,0946	133	-0,1102	173	-0,0891
14	-0,0346	54	-0,0537	94	-0,2167	134	-0,1077	174	-0,1238
15	-0,0839	55	-0,0703	95	-0,0567	135	-0,1469	175	-0,0706
16	-0,0861	56	-0,0937	96	-0,0827	136	-0,0797	176	-0,0723
17	-0,0630	57	-0,0964	97	-0,1614	137	-0,0683	177	-0,1040
18	-0,1513	58	-0,0897	98	-0,0537	138	-0,1028	178	-0,1031
19	-0,0821	59	-0,0733	99	-0,0766	139	-0,0795	179	-0,0468
20	-0,0666	60	-0,1051	100	-0,1403	140	-0,0744	180	-0,1343
21	-0,0966	61	-0,0885	101	-0,0991	141	-0,0783	181	-0,0640
22	-0,0737	62	-0,0864	102	-0,0715	142	-0,1548	182	-0,1257
23	-0,0792	63	-0,1097	103	-0,0637	143	-0,0789	183	-0,1473
24	-0,0876	64	-0,0714	104	-0,1751	144	-0,0634	184	-0,0897
25	-0,0691	65	-0,1532	105	-0,0939	145	-0,0529	185	-0,0617
26	-0,1231	66	-0,0503	106	-0,0690	146	-0,0832	186	-0,2097
27	-0,0551	67	-0,0706	107	-0,1002	147	-0,1067	187	-0,1006
28	-0,0588	68	-0,0914	108	-0,0646	148	-0,0772	188	-0,1154
29	-0,0691	69	-0,0652	109	-0,0710	149	-0,0799	189	-0,1235
30	-0,0688	70	-0,0972	110	-0,0596	150	-0,0766	190	-0,0658
31	-0,0526	71	-0,1193	111	-0,0698	151	-0,0727	191	-0,1037
32	-0,0774	72	-0,1097	112	-0,0909	152	-0,1093	192	-0,1143
33	-0,1099	73	-0,1712	113	-0,0734	153	-0,0698	:	:
34	-0,1012	74	-0,0646	114	-0,0856	154	-0,0584		
35	-0,0979	75	-0,0978	115	-0,0623	155	-0,1299	995	-0,1243
36	-0,0659	76	-0,0721	116	-0,1098	156	-0,0856	996	-0,1827
37	-0,0766	77	-0,1014	117	-0,0897	157	-0,0763	997	-0,0956
38	-0,0939	78	-0,0386	118	-0,0962	158	-0,1471	998	-0,1071
39	-0,0484	79	-0,0628	119	-0,0666	159	-0,1041	999	-0,0942
40	-0,0885	80	-0,1078	120	-0,0530	160	-0,1731	1000	-0,0517
Rata-rata									-0,0933

Lampiran 12. Persentil 5% Simulasi Monte Carlo

No	Persentil 5%	No	Persentil 5%	No	Persentil 5%	No	Persentil 5%	No	Persentil 5%
1	-0,0368	41	-0,0504	81	-0,0506	121	-0,0494	161	-0,0355
2	-0,0397	42	-0,0509	82	-0,0453	122	-0,0407	162	-0,0415
3	-0,0430	43	-0,0492	83	-0,0302	123	-0,0413	163	-0,0369
4	-0,0306	44	-0,0328	84	-0,0542	124	-0,0380	164	-0,0367
5	-0,0516	45	-0,0366	85	-0,0578	125	-0,0352	165	-0,0352
6	-0,0546	46	-0,0504	86	-0,0467	126	-0,0367	166	-0,0603
7	-0,0477	47	-0,0416	87	-0,0418	127	-0,0715	167	-0,0467
8	-0,0376	48	-0,0427	88	-0,0499	128	-0,0450	168	-0,0507
9	-0,0370	49	-0,0459	89	-0,0439	129	-0,0459	169	-0,0520
10	-0,0399	50	-0,0492	90	-0,0352	130	-0,0533	170	-0,0437
11	-0,0334	51	-0,0461	91	-0,0428	131	-0,0533	171	-0,0395
12	-0,0416	52	-0,0337	92	-0,0624	132	-0,0369	172	-0,0446
13	-0,0476	53	-0,0564	93	-0,0419	133	-0,0461	173	-0,0472
14	-0,0353	54	-0,0485	94	-0,0341	134	-0,0571	174	-0,0366
15	-0,0381	55	-0,0546	95	-0,0418	135	-0,0552	175	-0,0336
16	-0,0531	56	-0,0577	96	-0,0411	136	-0,0508	176	-0,0559
17	-0,0589	57	-0,0326	97	-0,0543	137	-0,0500	177	-0,0404
18	-0,0447	58	-0,0470	98	-0,0482	138	-0,0337	178	-0,0347
19	-0,0455	59	-0,0511	99	-0,0445	139	-0,0481	179	-0,0427
20	-0,0409	60	-0,0492	100	-0,0422	140	-0,0351	180	-0,0386
21	-0,0448	61	-0,0448	101	-0,0346	141	-0,0398	181	-0,0467
22	-0,0371	62	-0,0462	102	-0,0510	142	-0,0640	182	-0,0404
23	-0,0512	63	-0,0531	103	-0,0333	143	-0,0427	183	-0,0503
24	-0,0390	64	-0,0537	104	-0,0363	144	-0,0410	184	-0,0555
25	-0,0446	65	-0,0466	105	-0,0532	145	-0,0437	185	-0,0575
26	-0,0631	66	-0,0384	106	-0,0560	146	-0,0510	186	-0,0404
27	-0,0354	67	-0,0340	107	-0,0485	147	-0,0385	187	-0,0453
28	-0,0400	68	-0,0604	108	-0,0515	148	-0,0425	188	-0,0418
29	-0,0408	69	-0,0461	109	-0,0510	149	-0,0401	189	-0,0588
30	-0,0410	70	-0,0486	110	-0,0446	150	-0,0433	190	-0,0393
31	-0,0492	71	-0,0526	111	-0,0283	151	-0,0449	191	-0,0332
32	-0,0420	72	-0,0462	112	-0,0495	152	-0,0397	192	-0,0392
33	-0,0502	73	-0,0517	113	-0,0382	153	-0,0416	:	:
34	-0,0380	74	-0,0520	114	-0,0481	154	-0,0305		
35	-0,0464	75	-0,0530	115	-0,0424	155	-0,0379	995	-0,0391
36	-0,0449	76	-0,0388	116	-0,0514	156	-0,0410	996	-0,0452
37	-0,0507	77	-0,0425	117	-0,0444	157	-0,0355	997	-0,0532
38	-0,0365	78	-0,0648	118	-0,0436	158	-0,0417	998	-0,0432
39	-0,0420	79	-0,0477	119	-0,0359	159	-0,0415	999	-0,0437
40	-0,0547	80	-0,0304	120	-0,0407	160	-0,0413	1000	-0,0582
Rata-rata									-0,0439

Lampiran 13. Persentil 10% Simulasi Monte Carlo

No	Persentil 10%	No	Persentil 10%	No	Persentil 10%	No	Persentil 10%	No	Persentil 10%
1	-0,0381	41	-0,0347	81	-0,0321	121	-0,0312	161	-0,0266
2	-0,0291	42	-0,0258	82	-0,0267	122	-0,0334	162	-0,0295
3	-0,0274	43	-0,0322	83	-0,0282	123	-0,0293	163	-0,0369
4	-0,0337	44	-0,0235	84	-0,0364	124	-0,0247	164	-0,0308
5	-0,0261	45	-0,0307	85	-0,0279	125	-0,0289	165	-0,0265
6	-0,0271	46	-0,0342	86	-0,0282	126	-0,0293	166	-0,0268
7	-0,0269	47	-0,0269	87	-0,0364	127	-0,0189	167	-0,0292
8	-0,0304	48	-0,0328	88	-0,0299	128	-0,0330	168	-0,0269
9	-0,0281	49	-0,0303	89	-0,0331	129	-0,0333	169	-0,0303
10	-0,0274	50	-0,0309	90	-0,0362	130	-0,0333	170	-0,0351
11	-0,0238	51	-0,0247	91	-0,0317	131	-0,0224	171	-0,0332
12	-0,0252	52	-0,0358	92	-0,0363	132	-0,0287	172	-0,0247
13	-0,0287	53	-0,0287	93	-0,0415	133	-0,0250	173	-0,0356
14	-0,0284	54	-0,0291	94	-0,0316	134	-0,0285	174	-0,0389
15	-0,0280	55	-0,0321	95	-0,0271	135	-0,0338	175	-0,0313
16	-0,0255	56	-0,0336	96	-0,0264	136	-0,0312	176	-0,0271
17	-0,0338	57	-0,0239	97	-0,0336	137	-0,0330	177	-0,0374
18	-0,0258	58	-0,0239	98	-0,0282	138	-0,0360	178	-0,0295
19	-0,0186	59	-0,0265	99	-0,0315	139	-0,0253	179	-0,0204
20	-0,0281	60	-0,0248	100	-0,0275	140	-0,0270	180	-0,0410
21	-0,0324	61	-0,0290	101	-0,0240	141	-0,0313	181	-0,0351
22	-0,0353	62	-0,0298	102	-0,0336	142	-0,0255	182	-0,0322
23	-0,0347	63	-0,0303	103	-0,0395	143	-0,0254	183	-0,0302
24	-0,0324	64	-0,0333	104	-0,0296	144	-0,0316	184	-0,0287
25	-0,0280	65	-0,0308	105	-0,0320	145	-0,0268	185	-0,0339
26	-0,0316	66	-0,0338	106	-0,0262	146	-0,0283	186	-0,0373
27	-0,0248	67	-0,0232	107	-0,0452	147	-0,0297	187	-0,0293
28	-0,0314	68	-0,0286	108	-0,0380	148	-0,0291	188	-0,0314
29	-0,0251	69	-0,0269	109	-0,0353	149	-0,0296	189	-0,0232
30	-0,0251	70	-0,0341	110	-0,0273	150	-0,0297	190	-0,0328
31	-0,0324	71	-0,0309	111	-0,0312	151	-0,0287	191	-0,0264
32	-0,0259	72	-0,0269	112	-0,0266	152	-0,0346	192	-0,0294
33	-0,0262	73	-0,0301	113	-0,0375	153	-0,0310	:	:
34	-0,0335	74	-0,0274	114	-0,0329	154	-0,0254		
35	-0,0333	75	-0,0229	115	-0,0373	155	-0,0298	995	-0,0349
36	-0,0303	76	-0,0301	116	-0,0391	156	-0,0342	996	-0,0304
37	-0,0315	77	-0,0291	117	-0,0394	157	-0,0347	997	-0,0278
38	-0,0334	78	-0,0294	118	-0,0318	158	-0,0215	998	-0,0350
39	-0,0299	79	-0,0373	119	-0,0247	159	-0,0320	999	-0,0335
40	-0,0233	80	-0,0279	120	-0,0235	160	-0,0271	1000	-0,0278
Rata-rata									-0,0300

BIODATA PENULIS



Penulis yang memiliki nama lengkap Siti Firdaus, lahir di Mojokerto pada tanggal 1 Oktober 2000. Penulis yang kesehariannya akrab dipanggil Firda ini merupakan anak pertama dari empat bersaudara dari pasangan Bapak Agus Sujarwadi dan Adabul Mar'arti. Pendidikan formal yang telah ditempuh penulis antara lain SDN Wonokromo II, SMPN 32 Surabaya, dan SMAN 18 Surabaya. Penulis lulus dari SMA tahun 2018 dan melanjutkan pendidikan di Jurusan Aktuaria Program Studi S1 Sains Aktuaria Institut Teknologi Sepuluh Nopember Surabaya melalui jalur Seleksi Nasional Masuk Perguruan Tinggi Negeri (SNMPTN) dan terdaftar dengan NRP 06311840000016.

Selama masa perkuliahan, penulis aktif dalam beberapa ormawa ITS. Penulis pernah menjadi staff di Divisi Keilmiahian dan Keprofesian HIMASAKTA ITS 2019, Staff Ahli PSDA ITS Archery 2019, dan menjadi Asisten Dosen Mata Kuliah Pengantar Ilmu Komputer 2019. Pada tahun 2021 penulis melakukan kerja praktik di PT Jasa Raharja Kantor Cabang Jawa Timur pada Divisi Keuangan. Segala saran dan kritik yang membangun untuk Tugas Akhir ini serta bagi yang ingin berdiskusi lebih lanjut dengan penulis dapat menghubungi via email dengan alamat firdaussiti2@gmail.com.