

## COPULA FRANK UNTUK PERHITUNGAN VALUE AT RISK PORTOFOLIO BIVARIAT PADA MODEL *EXPONENTIAL GENERALIZED AUTOREGRESSIVE CONDITIONAL HETEROSCEDASTICITY*

Eka Anisha<sup>1</sup>, Di Asih I Maruddani<sup>2</sup>, Suparti<sup>3</sup>

<sup>1,2,3</sup>Departemen Statistika, Fakultas Sains dan Matematika, Universitas Diponegoro

e-mail: [ekaanisha29@gmail.com](mailto:ekaanisha29@gmail.com)

### ABSTRACT

Stocks are one type of investment that promises return for investors but often carries a high risk. Value at Risk (VaR) is a measuring tool that can calculate the amount of the worst loss that occurs in a stock portfolio with a certain level of confidence and within a certain time period. In general, financial data have a high volatility value, which causes the residuals are not normally distributed. ARCH/GARCH model is used to solve the heteroscedasticity problem. If the data also have an asymmetric effect, it is modelled with Exponential GARCH model. Copula-Frank is part of the Archimedean copula which is used to solve empirical cases. The data on this study were BBKA and KLBF stock price return data in the observation period 30 December 2011 – 6 December 2019. Furthermore, to test the validity of the VaR model, a backtesting test will be carried out using the Kupiec Test. The results showed that the best model used for BBKA stocks was ARIMA (1,0,1) EGARCH (1,1) and for KLBF stocks was ARIMA (1,0,1) EGARCH (1,2). The amount of risk with a 95% confidence level used a combination of the EGARCH and Copula-Frank models was 2.233% of today's investment. Based on the backtesting test used the Kupiec Test, the VaR model of the portfolio obtained was declared valid.

**Keywords:** Value at Risk, EGARCH, Copula-Frank, Backtesting, Kupiec Test.

### 1. PENDAHULUAN

Kehidupan masyarakat yang sudah sangat berkembang diikuti dengan kebutuhan yang sangat banyak membuat masyarakat harus cermat menyimpan uang atau modalnya untuk kebutuhan di masa mendatang yang tidak terduga. Salah satu caranya yaitu dengan berinvestasi. Ada dua pilihan aset yang dapat dipilih investor untuk berinvestasi, yaitu aset riil dan aset keuangan. Wujud dari aset keuangan dapat diwakili oleh sebarang bentuk sebagai bentuk bukti klaim pada pihak yang menerbitkan, contohnya adalah saham dan obligasi (Jones, 2007). Saham dapat didefinisikan sebagai tanda penyertaan atau kepemilikan seseorang atau badan dalam suatu perusahaan atau perseroan terbatas (Darmadji, 2001). Pada umumnya tujuan investor melakukan investasi adalah untuk mendapatkan keuntungan maksimal dengan risiko yang minimal, sedangkan untuk memaksimalkan keuntungan (*return*) dan meminimalkan risiko (*risk*), maka seorang investor harus membentuk suatu portofolio saham.

Pembentukan portofolio ditujukan untuk memperoleh suatu investasi yang memberikan *return* yang sama namun memberikan risiko rendah, atau dengan risiko yang sama namun memberikan *return* yang lebih tinggi. Untuk mengetahui saham mana yang memiliki tingkat keuntungan yang tinggi dengan risiko tertentu serta meminimalkan risiko tersebut, salah satu metode analisis risiko yang dapat digunakan adalah *Value at Risk* (VaR). VaR merupakan alat ukur yang dapat menghitung besarnya kerugian terburuk yang terjadi pada portofolio saham dengan tingkat kepercayaan tertentu dan dalam periode waktu tertentu.

Pada umumnya data *return* finansial kebanyakan memiliki volatilitas yang tinggi dan biasanya memiliki kecenderungan berfluktuasi secara cepat dari waktu ke waktu sehingga varian dari residualnya akan selalu berubah setiap waktu atau tidak konstan. Hal ini disebut sebagai kasus heteroskedastisitas. Salah satu metode yang dapat digunakan untuk mengatasi masalah heteroskedastisitas, yaitu metode ARCH/GARCH. Model ARCH/GARCH mempunyai kelemahan dalam menangkap fenomena ketidaksimetrisan *good news* dan *bad*

*news* pada volatilitas sektor keuangan, artinya antara gejala positif (*good news*) dan gejala negatif (*bad news*) tidak seimbang. Menurut Tsay (2002), kelemahan model ARCH/GARCH tersebut bisa diperbaiki dengan menggunakan model GARCH asimetris yaitu *Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (EGARCH).

Pada kenyataannya dalam data keuangan banyak ditemukan data tidak berdistribusi normal dan terdapat ketergantungan di antara *return* saham. Sehingga diperkenalkan suatu alat yaitu copula untuk mengatasi masalah tersebut. Teori copula merupakan suatu alat yang sangat powerful untuk memodelkan distribusi gabungan karena tidak mensyaratkan asumsi normalitas dari data sehingga cukup fleksibel untuk berbagai bentuk data terutama untuk data *return* saham dan dapat menangkap *tail dependence* diantara masing-masing variabel. Copula *Archimedian*, memiliki beberapa anggota keluarga, yaitu copula Clayton, copula Gumbel dan copula Frank. Copula Frank cukup terkenal untuk beberapa alasan, yaitu copula Frank dapat menyatakan hubungan dependensi dalam positif maupun negatif, struktur dependensi copula Frank simetris, dan cakupan jarak dependensi yang diijinkan sangat luas (Arna *et al*, 2017). Selain itu, copula Frank adalah bagian dari copula *Archimedian* yang paling sering digunakan dan merupakan copula *Archimedian* yang paling dikenal dalam menyelesaikan kasus empiris (Cherubini *et al*, 2004).

Xu (2012) mengukur *Value at Risk* (VaR) portofolio dengan copula dan menunjukkan struktur dependensi. Dari berbagai metode pengukuran risiko yang dapat dilakukan, tentu akan timbul pertanyaan bagaimana memilih metode terbaik dalam pengukuran risiko (perhitungan VaR), hal tersebut dapat dilakukan dengan melakukan *backtesting*. *Backtesting* merupakan metode untuk mengevaluasi *Value at Risk* dengan memeriksa nilai-nilai yang dihasilkan pada periode yang lalu (Danielsson, 2011). Berdasarkan fenomena tersebut, penelitian ini bertujuan untuk menghitung nilai VaR dengan menggunakan kombinasi antara model asimetris *Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (EGARCH) dengan copula Frank, kemudian untuk menguji validitas model *Value at Risk* (VaR) maka akan dilakukan uji *backtesting* pada portofolio saham KLBF dan BBCA pada periode 30 Desember 2011 – 6 Desember 2019.

## 2. TINJAUAN PUSTAKA

### 2.1. Stasioneritas

#### a. Uji Stasioneritas dalam *Mean*

Uji *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) merupakan salah satu uji yang paling sering digunakan dalam pengujian stasioneritas data yakni dengan melihat apakah terdapat akar unit (kondisi tidak stasioner) pada model atau tidak. Uji ADF memiliki hipotesis sebagai berikut:

Hipotesis:

$$H_0 : \delta = 0 , \text{ data tidak stasioner}$$

$$H_1 : \delta < 0 , \text{ data stasioner}$$

Taraf signifikansi:  $\alpha$

Statistik uji:

$$T = \frac{\hat{\delta}}{SE(\hat{\delta})} \tag{1}$$

Kriteria uji:

$H_0$  ditolak jika nilai  $T$  lebih besar dari titik kritis  $T^*$  pada tabel Dickey-Fuller atau jika nilai  $p\text{-value} < \alpha$

b. Uji Stasioneritas dalam Varian

Transformasi Box-Cox dapat dilakukan untuk menstasionerkan data runtun waktu yang tidak stasioner dalam varian. Secara matematis transformasi Box-Cox menurut Soleymani (2018) dapat dirumuskan:

$$Y^{(\lambda)} = \begin{cases} \frac{(Y^\lambda - 1)}{\lambda}, & \lambda \neq 0 \\ \log Y, & \lambda = 0 \end{cases}$$

## 2.2. Analisis Runtun Waktu

### a. Automatic ARIMA

Menurut (Rosadi, 2008) untuk menentukan model ARIMA terbaik dapat diperoleh melalui fungsi `auto.arima()`. Penggunaan fungsi `auto.arima()` ini menggunakan variasi algoritma Hyndman-Khandakar yang menggabungkan uji *unit root*, nilai AIC terkecil, dan MLE untuk mendapatkan model ARIMA terbaik (Hyndman dan Khandakar, 2008). Algoritma Hyndman-Khandakar untuk pemodelan *automatic* ARIMA adalah sebagai berikut:

1. Menentukan jumlah differensi  $0 \leq d \leq 2$  menggunakan uji KPPS (Kwiatkoski-Phillips-Schmidt-Shin *test*) atau uji akar unit berulang.
2. Menentukan nilai  $p$  dan  $q$  dengan meminimalkan nilai AIC setelah dilakukan differensi  $d$ . algoritma ini menggunakan pencarian bertahap untuk pemodelan, sehingga tidak perlu lagi mempertimbangkan setiap kemungkinan kombinasi antara  $p$  dan  $q$ .

Nilai AIC (*Akaike's Information Criterion*) dapat digunakan untuk menentukan pemilihan model terbaik. Model yang terbaik adalah model yang memiliki nilai AIC yang minimal. Rumus untuk memperoleh nilai AIC ditulis sebagai berikut (Rosadi, 2012):

$$AIC = n \log \left( \frac{SSR}{n} \right) + 2k \quad (2)$$

### b. Uji Lagrange Multiplier (LM)

Uji Lagrange *Multiplier* (LM) diperkenalkan oleh Engle (1982) digunakan untuk mengecek ada tidaknya efek ARCH. Berikut merupakan langkah pengujian hipotesis untuk mengetahui ada atau tidaknya efek ARCH/GARCH

Hipotesis:

$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_m = 0$  (tidak ada efek ARCH/GARCH dalam residual sampai lag ke- $m$ )

$H_1$ : paling sedikit ada satu  $\alpha_i \neq 0 \quad i = 1, 2, \dots, m$  (ada efek ARCH/GARCH dalam residual sampai lag ke- $m$ )

Taraf Signifikansi:  $\alpha$

Statistik uji:

$$LM = nR^2 \quad (3)$$

Kriteria uji:

$H_0$  ditolak jika nilai probabilitas  $LM > \chi_m^2$  atau  $p\text{-value} < \alpha$

### c. Model ARCH dan GARCH

Model pertama yang digunakan untuk memodelkan volatilitas residual data adalah model *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (ARCH) yang diperkenalkan oleh Engle (1982). Bentuk umum dari model ARCH( $p$ ) menurut Tsay (2002):

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p a_{t-p}^2 \quad (4)$$

Bollerslev (1986) mengembangkan model ARCH ke dalam model yang lebih umum yang dikenal sebagai *Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (GARCH). Secara matematis model GARCH( $p, q$ ) dapat dibuat dalam bentuk berikut (Tsay, 2002):

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \sigma_{t-1}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-1}^2 \quad (5)$$

d. Uji *Sign Bias*

Uji *sign bias* digunakan untuk mengetahui apakah terdapat pengaruh asimetrik atau tidak pada data. Untuk memeriksa apakah terdapat pengaruh asimetris, data terlebih dahulu dimodelkan ke dalam model GARCH dan diambil residual datanya. Kemudian lakukan uji efek asimetris berdasarkan persamaan regresi berikut (Brook, 2008):

$$a_t^2 = \varphi_0 + \varphi_1 S_{t-1}^- + \varphi_2 S_{t-1}^- a_{t-1} + \varphi_3 S_{t-1}^+ a_{t-1} + e_t \quad (6)$$

Pengujian parameter pada persamaan (27) dilakukan dengan langkah berikut:

Hipotesis:

H<sub>0</sub>:  $\varphi_1 = \varphi_2 = \varphi_3 = 0$  (residual tidak bersifat asimetris)

H<sub>1</sub>: paling sedikit ada satu  $\varphi_j \neq 0$  untuk  $j = 1, 2, 3$  (residual bersifat asimetris)

Taraf signifikansi:  $\alpha$

Statistik uji:

$$LM = nR^2 \quad (7)$$

Kriteria uji:

H<sub>0</sub> ditolak jika  $LM > \chi_{(\alpha,3)}^2$  atau  $p\text{-value} < \alpha$

e. Model EGARCH

*Exponential* GARCH diajukan Nelson pada tahun 1991 untuk menutupi kelemahan model ARCH/GARCH dalam menangkap fenomena ketidakseimbangan (ketidaksimetrisan) antara gejolak positif (*good news*) dan gejolak negatif (*bad news*) dalam volatilitas. Secara umum, proses EGARCH pada orde  $p$  dan atau EGARCH( $p, q$ ) didefinisikan sebagai berikut:

$$\ln \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\alpha_{t-1}}{\alpha_{t-j}} \right| + \sum_{i=1}^q \beta_j \ln(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{k=1}^r \sum_{j=1}^p \gamma_j \frac{\alpha_{t-k}}{\sigma_{t-k}} \quad (8)$$

Dengan  $\alpha_0, \alpha_i, \beta_j$  merupakan konstanta parameter model EGARCH( $p, q$ ).

### 2.3. Copula

Menurut Sklar (1959), copula digambarkan sebagai suatu fungsi yang menjaring berbagai bentuk distribusi marginal kesuatu bentuk distribusi gabungan. Copula *Archimedean* memiliki 3 kelompok penting yang disebut dengan keluarga Gumbel, Frank dan Clayton. Keluarga copula *Archimedean* paling banyak digunakan dalam kasus bivariat.

Menurut Nelson (2006) Copula *Archimedean* yang memiliki dimensi  $d$ , dapat didefinisikan dengan:

$$C(u_1, \dots, u_d) = \phi^{-1}(\phi(u_1) + \dots + \phi(u_d)) \quad (9)$$

Fungsi  $\phi$  disebut sebagai generator copula, dengan asumsi bahwa generator  $\phi$  hanya memiliki satu parameter, yaitu  $\theta$ .

Fleksibilitas copula *Arcimedean* diberikan oleh fungsi  $\phi$ , misal dari copula Clayton, copula Frank, dan copula Gumbel (Scholzel, 2008) adalah sebagai berikut:

$$\phi_C(u) = \frac{1}{\theta_C} (u^{-\theta_C} - 1), \theta_C > 0 \text{ (Clayton)} \quad (10)$$

$$\phi_F(u) = \log \left( \frac{e^{\theta_F u} - 1}{e^{\theta_F} - 1} \right), \theta_F \neq 0 \text{ (Frank)} \quad (11)$$

$$\phi_G(u) = -\log u^{\theta_G}, \theta_G \geq 1 \text{ (Gumbel)} \quad (12)$$

Untuk copula *Archimedean* pada kasus bivariat dapat ditulis sebagai berikut:

$$C(u_1, u_2) = \phi^{-1}(\phi(u_1) + \phi(u_2)) \quad (13)$$

a. Copula Frank

Copula Frank adalah bagian dari copula *Archimedean* yang paling sering digunakan dan merupakan copula *Archimedean* yang paling dikenal dalam menyelesaikan kasus empirisis (Cherubini *et al*, 2004). Diketahui fungsi generator copula Frank dan invers fungsi generator copula Frank

$$\varphi(u) = -\ln \frac{e^{-\theta u} - 1}{e^{-\theta} - 1} \quad (14)$$

dengan fungsi generator diatas, akan menghasilkan masing masing fungsi distribusi kumulatif copula Frank sebagai berikut:

$$C(u_1, u_2) = -\frac{1}{\theta} \ln \left( 1 + \frac{(e^{-\theta u_1} - 1)(e^{-\theta u_2} - 1)}{e^{-\theta} - 1} \right) \quad (15)$$

#### b. Uji Saling Ketergantungan

Uji saling ketergantungan dilakukan untuk mengetahui adanya dependensi di antara masing-masing variabel dalam sebuah pemodelan distribusi bersama. Korelasi Kendall ( $\tau$ ) adalah korelasi berbasis rank dan tidak memerlukan asumsi kenormalan data. Menurut Genest dan Favre (2007) pengukuran koefisien korelasi Kendall ( $\tau$ ) secara empiris ditulis sebagai berikut:

$$\tau = \frac{P_n - Q_n}{\binom{n}{2}} \quad (16)$$

Hipotesis:

$H_0: \tau = 0$  (tidak ada korelasi)

$H_1: \tau \neq 0$  (ada korelasi)

Taraf signifikansi:  $\alpha$

Statistik uji:

$$Z = \sqrt{\frac{9n(n-1)}{2(2n+5)}} |\tau| \quad (17)$$

Kriteria uji:

$H_0$  ditolak jika  $|Z\text{-hitung}| > \text{quantil } \frac{\alpha}{2}$  dari distribusi Normal baku atau  $p\text{-value} < \alpha$

#### c. Estimasi Copula Frank

Menurut Cherubini *et al.* (2004) satu-satunya teori yang dapat digunakan untuk mendapatkan estimasi parameter copula yakni menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE). Bentuk fungsi *likelihood* L dalam kasus bivariat dapat ditulis sebagai berikut:

$$L = \prod_{i=1}^2 C(u_1, u_2) \{F_1(x_1), F_2(x_2)\} f_1(x_1) f_2(x_2) \quad (18)$$

Dapat diuraikan menjadi:

$$\ln f(x_1; x_2; \theta; \rho) = \ln c(F_1(x_1; \theta), F_2(x_2; \theta); \rho) + \ln f_1(x_1; \theta) + \ln f_2(x_2; \theta) \quad (19)$$

Dimana parameter  $\rho$  menunjukkan dependensi keseluruhan antara dua variabel random dan  $\theta$  adalah kumpulan dari semua parameter marginal dan copula

#### 2.4. Value at Risk

VaR merupakan alat ukur yang dapat menghitung besarnya kerugian terbentuk yang dapat terjadi dengan mengetahui posisi aset, tingkat kepercayaan akan terjadinya risiko, dan jangka waktu penempatan aset (*time horizon*) (Jorion, 2006). Menurut Maruddani dan Purbowati (2009), nilai VaR pada tingkat kepercayaan  $(1 - \alpha)$  dalam periode waktu t hari pada *return* tunggal maupun portofolio dapat dihitung dengan:

$$VaR_{(1-\alpha)}(t) = W_0 R^* \sqrt{t} \quad (20)$$

Penelitian ini menggunakan metode simulasi Monte-Carlo. Simulasi Monte-Carlo digolongkan metode *sampling* karena *input* dibangkitkan secara *random* dari suatu distribusi probabilitas untuk proses *sampling* dari suatu populasi nyata.

#### 2.5. Backtesting

Menurut Christianti (2010) *backtesting* berguna bagi pengguna VaR dan manajer risiko untuk mengkaji apakah peramalan VaR telah terkalibrasi dengan baik. Metode *backtesting* yang digunakan pada penelitian ini adalah *Kupiec Test*. Untuk menentukan

validitas pengujian model VaR dapat menggunakan pendekatan *loglikelihood ratio* (Jorion, 2007) dengan persamaan sebagai berikut:

$$LR = -2\ln[(1 - p^*)^{n-x}(p^*)^x] + 2\ln[(1 - \frac{x}{n})^{n-x}(\frac{x}{n})^x] \quad (21)$$

Pengujian dilakukan dengan membandingkan nilai perhitungan *likelihood ratio* (LR) dengan *critical value* (CR) distribusi Chi-square ( $\chi^2$ ). Apabila nilai dari LR lebih kecil dari CR, maka hipotesis nol diterima yang menunjukkan bahwa model VaR valid.

### 3. METODE PENELITIAN

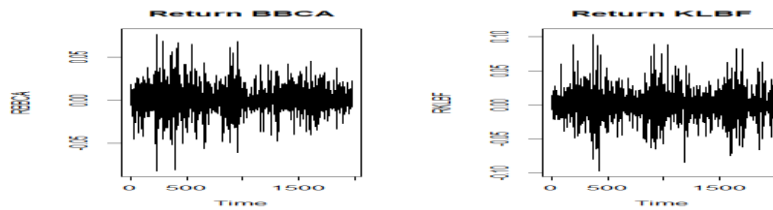
Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data sekunder harga penutupan (*closing price*) saham harian PT. Kalbe Farma Tbk (KLBF) dan PT. Bank Central Asia Tbk (BBCA) pada periode 30 Desember 2011 – 6 Desember 2019 pada hari aktif. Data harga penutupan saham tersebut dapat diakses pada situs [www.finance.yahoo.com](http://www.finance.yahoo.com). Adapun langkah-langkah yang dilakukan dalam melakukan analisis data estimasi VaR dari portofolio saham menggunakan metode copula-EGARCH adalah :

1. Menghitung *return* berdasarkan data *closing price*.
2. Menghitung dan menganalisis statistika deskriptif *return* saham.
3. Melakukan pengujian kestasioneran data *return* saham menggunakan uji *Augmented Dickey-Fuller* dan Transformasi Box-Cox.
4. Melakukan pemilihan model terbaik dengan fungsi `auto.arima()`.
5. Melakukan verifikasi model yang meliputi uji diagnostik yang terdiri dari uji independensi residual dan uji normalitas model.
6. Melakukan uji *Lagrange Multiplier* untuk mengetahui apakah ada efek ARCH/GARCH dalam model.
7. Melakukan identifikasi model ARCH/GARCH.
8. Melakukan uji efek asimetris dengan menggunakan uji *sign and size bias test* pada model GARCH.
9. Melakukan identifikasi model EGARCH.
10. Melakukan uji *Lagrange Multiplier* untuk mengetahui masih ada/tidaknya efek ARCH/GARCH dalam model.
11. Menghitung korelasi antara saham BBCA dan KLBF dengan menggunakan korelasi Tau-Kendall.
12. Membentuk dan menggabungkan residual model ARIMA-EGARCH ke Frank-copula.
13. Menghitung nilai *Value at Risk* (VaR) dari persentil-persentil dengan menggunakan metode simulasi Monte-Carlo.
14. Melakukan uji *backtesting* dengan menggunakan metode *Kupiec Test* untuk mengetahui keakuratan nilai *Value at Risk* (VaR) yang telah dihasilkan.
15. Membuat kesimpulan dari hasil analisis berdasarkan *Value at Risk* (VaR) dari kombinasi saham dan didapatkan nilai *Value at Risk* (VaR) dengan selang kepercayaan  $(1-\alpha)$  dengan taraf signifikansi  $\alpha$ .

### 4. HASIL DAN PEMBAHASAN

#### 4.1. Karakteristik Data Saham

Data yang digunakan pada penelitian ini yaitu data sekunder harga penutupan (*closing price*) saham harian dari PT. Bank Central Asia, Tbk (BBCA) dan PT. Kalbe Farma, Tbk (KLBF) periode 30 Desember 2011 – 6 Desember 2019 pada hari aktif (Senin sampai Jumat).



Gambar 1. Plot *Return Closing Price* Saham BBCA dan KLBF

Terlihat bahwa plot data *return* saham BBCA dan KLBF menunjukkan pola fluktuasi naik turun sepanjang periode. Fluktuasi yang tinggi menunjukkan volatilitas yang tinggi pula. Selain itu terjadi *volatility clustering* yakni terjadi variabilitas data yang relatif tinggi juga, terlihat pada suatu waktu dan terjadi kecenderungan yang sama dalam kurun waktu selanjutnya. Sehingga secara visual, data *return* menunjukkan adanya kasus heteroskedastisitas.

Karakteristik data *return* saham BBCA dan KLBF pada periode 30 Desember 2011 sampai dengan 6 Desember 2019 dapat disajikan dalam Tabel 1.

Tabel 1. Statistik Deskriptif Data *Return* Saham BBCA dan KLBF

Variabel	BBCA	KLBF
Jumlah Observasi	1984	1984
Mean	0,00069	0,00042
Skewness	-0,06121	0,19226
Kurtosis	6,77475	6,11547

Dari Tabel 1 dapat diketahui bahwa kedua saham tersebut memiliki nilai rata-rata bernilai positif yakni untuk saham BBCA sebesar 0,00069 dan untuk saham KLBF sebesar 0,00042. Hal ini menunjukkan bahwa kedua saham tersebut akan memberikan keuntungan bagi para investor. Selain itu, nilai kurtosis *return* kedua saham memiliki nilai kurtosis lebih besar dari 3 sehingga menghasilkan kurva *leptokurtosis* (meruncing). Data *return* tersebut mengindikasikan bahwa adanya ekor gemuk dan tidak berdistribusi secara normal.

#### 4.2. Automatic ARIMA

Penentuan model ARIMA terbaik dapat diperoleh secara otomatis dengan menggunakan fungsi `auto.arima()` yang terdapat pada *package forecast* dalam *software R*. Model ARIMA( $p,d,q$ ) terbaik yang terbentuk dengan menggunakan fungsi `auto.arima()` untuk data *return* saham BBCA yaitu ARIMA (1,0,1) dengan konstanta sedangkan untuk data *return* saham KLBF yaitu ARIMA (1,0,1) tanpa konstanta.

##### 4.2.1 Estimasi Parameter Model

Model ARIMA(1,0,1) dengan konstanta untuk data *return* saham BBCA dan ARIMA(1,0,1) tanpa konstanta untuk data *return* saham KLBF dapat digunakan analisis lebih lanjut karena pada taraf signifikansi  $\alpha = 5\%$  semua parameternya signifikan terhadap model dengan memiliki nilai *p-value* lebih kecil dari  $\alpha = 0,05$  seperti yang tersaji pada Tabel 2.

Tabel 2. Hasil Estimasi Parameter Model ARIMA

Saham	Model	Parameter	Koefisien	P-value	Keputusan
BBCA	ARIMA(1,0,1)	C	0,000696	0,002227	H <sub>0</sub> ditolak
		$\phi_1$	0,717363	< 2,2e-16	H <sub>0</sub> ditolak
		$\theta_1$	-0,801223	< 2,2e-16	H <sub>0</sub> ditolak
KLBF	ARIMA(1,0,1)	$\phi_1$	0,791726	< 2,2e-16	H <sub>0</sub> ditolak
		$\theta_1$	-0,854917	< 2,2e-16	H <sub>0</sub> ditolak

#### 4.3. Uji Lagrange Multiplier (LM)

Uji *Lagrange Multiplier* (LM) digunakan untuk mengetahui ada atau tidaknya efek ARCH/GARCH atau efek heteroskedastisitas pada residual model ARIMA yang terbentuk

sebelumnya. Hasil yang diperoleh untuk model ARIMA dari data *return* saham BBCA maupun data *return* saham KLBF  $H_0$  ditolak karena mempunyai nilai *p-value*  $< \alpha = 5\%$  sehingga dapat disimpulkan bahwa terdapat efek heteroskedastisitas pada residual maka dilanjutkan dengan pemodelan ARCH/GARCH.

#### 4.4. Model ARCH dan GARCH

Alternatif model yang digunakan adalah model GARCH( $p,q$ ) dengan orde  $p$  dan  $q$  sebesar  $\leq 2$  untuk menghindari pemodelan volatilitas dengan orde yang tinggi pada model ARCH( $p$ ) (Rosadi, 2012). Model awal yang terbentuk untuk data *return* saham BBCA maupun KLBF adalah ARIMA(1,0,1) GARCH(1,1) dan ARIMA(1,0,1) GARCH(1,2). Selanjutnya dilakukan estimasi parameter dan uji signifikansi parameter diperoleh bahwa model terbaik untuk data *return* saham BBCA maupun untuk data *return* saham KLBF yaitu ARIMA(1,0,1) GARCH(1,1) dan ARIMA(1,0,1) GARCH(1,2) dapat digunakan untuk analisis lebih lanjut karena pada taraf signifikansi  $\alpha = 5\%$   $H_0$  ditolak, sehingga dapat disimpulkan bahwa semua parameternya telah signifikan terhadap model dengan memiliki nilai *p-value* yang lebih kecil dari  $\alpha = 0,05$ .

#### 4.5. Uji Efek Asimetris

Pengujian ini dilakukan untuk mengetahui apakah terdapat perbedaan pengaruh residual positif (*good news*) dan residual negatif (*bad news*) terhadap volatilitas data. Diperoleh bahwa untuk data *return* saham BBCA cukup digunakan model ARIMA(1,0,1) GARCH(1,1) karena memiliki nilai *p-value* untuk uji *negative size bias* sebesar 0,02623 dan uji *join effect* sebesar 0,04981 sehingga  $H_0$  ditolak karena nilai *p-value* lebih kecil dari  $\alpha = 0,05$ . Untuk data *return* saham KLBF pada model ARIMA(1,0,1) GARCH(1,1) memiliki nilai *p-value* untuk uji *negative size bias* sebesar 0,00472 dan uji *join effect* sebesar 0,0437 sehingga  $H_0$  ditolak karena nilai *p-value* lebih kecil dari  $\alpha = 0,05$  sedangkan untuk model ARIMA(1,0,1) GARCH(1,2) memiliki nilai *p-value* untuk uji *negative size bias* sebesar 0,0286 sehingga  $H_0$  ditolak karena nilai *p-value* lebih kecil dari  $\alpha = 0,05$ . Jadi, pada taraf signifikansi  $\alpha = 0,05$  dapat disimpulkan bahwa untuk data *return* saham BBCA pada model ARIMA(1,0,1) GARCH(1,1) data *return* saham KLBF pada model ARIMA(1,0,1) GARCH(1,1) dan ARIMA(1,0,1) GARCH(1,2) mengindikasikan terdapat efek asimetris sehingga untuk mengatasinya dapat dilakukan analisis lebih lanjut menggunakan GARCH asimetris yaitu dengan pemodelan EGARCH.

#### 4.6. Model EGARCH

Model EGARCH yang terbentuk untuk data *return* saham BBCA adalah ARIMA(1,0,1) EGARCH(1,1) sedangkan untuk data *return* saham KLBF adalah ARIMA(1,0,1) EGARCH(1,1) dan ARIMA(1,0,1) EGARCH(1,2). Setelah dilakukan estimasi parameter dan uji signifikansi parameter diperoleh bahwa model untuk data *return* saham BBCA adalah ARIMA(1,0,1) EGARCH(1,1) sedangkan untuk data *return* saham KLBF adalah ARIMA(1,0,1) EGARCH(1,2) dapat digunakan analisis lebih lanjut karena pada taraf signifikansi  $\alpha = 5\%$  semua parameternya signifikan terhadap model dengan memiliki nilai *p-value* lebih kecil dari  $\alpha = 0,05$ .

#### 4.7. Uji Lagrange Multiplier Model EGARCH

Uji *Lagrange Multiplier* digunakan untuk mengetahui apakah masih terdapat efek ARCH/GARCH atau heteroskedastisitas pada residual model EGARCH yang terbentuk sebelumnya. Diperoleh hasil bahwa  $H_0$  diterima untuk semua model karena nilai *p-value* lebih besar dari  $\alpha = 0,05$ . Jadi, pada taraf signifikansi  $\alpha = 5\%$  dapat disimpulkan bahwa sudah tidak terdapat efek heteroskedastisitas pada residual maka model yang terbentuk dari data *return* saham BBCA yaitu model ARIMA(1,0,1) EGARCH(1,1) sedangkan dari data *return* saham KLBF yaitu model ARIMA(1,0,1) EGARCH(1,1) dan ARIMA(1,0,1) EGARCH(1,2).



#### 4.8. Pemilihan Model Terbaik

Model terbaik merupakan model yang memiliki nilai AIC dan SBC yang minimal (Rosadi, 2011). Diperoleh hasil bahwa untuk data *return* saham BBCA telah didapatkan model ARIMA-EGARCH yaitu ARIMA(1,0,1) EGARCH(1,1) sedangkan untuk data *return* saham KLBK perlu adanya pemilihan model terbaik berdasarkan nilai AIC dan SBC terkecil terdapat pada Tabel 3.

Tabel 3. Pemilihan Model Terbaik Data *Return* Saham KLBK

Model	Nilai AIC
ARIMA(1,0,1) EGARCH(1,1)	-5,1928
ARIMA(1,0,1) EGARCH(1,2)	-5,1959

Dari Tabel 3 dapat diketahui bahwa model ARIMA(1,0,1) EGARCH(1,2) merupakan model terbaik karena memiliki nilai AIC dan SBC yang paling kecil yaitu sebesar -5,1959 dan -5,1761 sehingga diperoleh persamaan model masing-masing saham sebagai berikut:

Untuk data *return* saham BBCA

$$\hat{Z}_t = 0,791726Z_{t-1} - 0,681505 a_{t-1} + a_t$$

$$\ln \hat{\sigma}_t^2 = -0,529132 - 0,056485 \left| \frac{\alpha_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + 0,936119 \ln(\sigma_{t-1}^2) + 0,198011 \frac{\alpha_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$$

Untuk data *return* saham KLBK

$$\hat{Z}_t = 0,701227Z_{t-1} - 0,779134 a_{t-1} + a_t$$

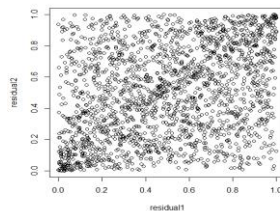
$$\ln \hat{\sigma}_t^2 = -0,472894 - 0,071725 \left| \frac{\alpha_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + 0,581170 \ln(\sigma_{t-1}^2) + 0,357247(\sigma_{t-2}^2) + 0,253540 \frac{\alpha_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$$

#### 4.9. Copula

Pada pembentukan Copula, data yang digunakan adalah residual *return* saham BBCA dan KLBK pada model ARIMA-EGARCH.

a. Transformasi *Uniform* [0,1]

Transformasi merupakan langkah awal yang dilakukan untuk melakukan analisis terhadap copula.



Gambar 2. *Scatterplot* Residual Model ARIMA-EGARCH Saham BBCA dan KLBK pada Transformasi *Uniform* [0,1]

Pada Gambar 2 terlihat bentuk *scatterplot* setelah ditransformasi menunjukkan adanya sebaran titik yang tidak hanya terkonsentrasi pada bagian ujung bawah saja melainkan juga terkonsentrasi pada bagian ujung atas. Hal ini mengindikasikan adanya *tail dependence* bagian atas dan bawah yakni Copula-Frank.

b. Uji Dependensi Residual

Korelasi Kendall ( $\tau$ ) digunakan untuk mengukur dependensi antara residual *return* saham BBCA dan KLBK pada model ARIMA-EGARCH. Diperoleh hasil nilai *p-value* sebesar  $< 2,2e-16$  dan nilai  $\tau$  sebesar 0,223491 sehingga pada taraf signifikansi  $\alpha = 0,05$   $H_0$  ditolak karena nilai *p-value* lebih kecil dari  $\alpha = 0,05$  maka dapat disimpulkan bahwa data *return* saham BBCA-KLBK memiliki korelasi yaitu sebesar 0,2234914.

c. Estimasi Parameter Copula

Estimasi parameter copula dihitung dengan menggunakan *maximum likelihood estimation* (MLE) dengan menggunakan nilai Kendall ( $\tau$ ) dari residual model ARIMA-EGARCH saham BBCA dan KLBF yakni sebesar  $\tau$  sebesar 0,223491. Didapatkan estimasi parameter Copula-Frank  $\hat{\theta} = 2,097$ . Sehingga model Copula-Frank untuk residual ARIMA-EGARCH saham BBCA dan KLBF adalah

$$C_{2,097}^{Fr}(u_1, u_2) = -\frac{1}{2,097} \log\left(1 + \frac{(e^{-2,097u_1}-1)(e^{-2,097u_2}-1)}{e^{-2,097}-1}\right)$$

Nilai  $\hat{\theta} > 0$  menunjukkan copula memiliki dependensi positif yang artinya jika residual model ARIMA-EGARCH saham BBCA naik, maka residual model ARIMA-EGARCH saham KLBF akan naik.

#### 4.10. Perhitungan Value at Risk

Perhitungan VaR dalam penelitian ini menggunakan simulasi Monte-Carlo dengan membangkitkan data 1984 data bangkitan dan dengan 100 kali perulangan. Berdasarkan hasil perhitungan nilai VaR dengan ukuran dependensi Copula-Frank diperoleh nilai VaR pada tingkat kepercayaan 95% yaitu sebesar -0,02233, maka kemungkinan kerugian pada satu hari ke depan yang ditanggung oleh investor sebesar 2,233% dari investasi hari ini.

#### 4.11. Uji Validitas VaR

Pengujian ini dilakukan untuk mengetahui model VaR yang digunakan valid atau tidak. Pada penelitian ini uji validitas menggunakan metode *backtesting* dan *Kupiec Test*. Berdasarkan perhitungan rasio pelanggaran pada tingkat kepercayaan 95% diperoleh nilai LR = 0,4506823 lebih kecil dari CV = 3,84 maka  $H_0$  diterima sehingga dapat disimpulkan bahwa perhitungan VaR menggunakan ARIMA-EGARCH Copula-Frank dinyatakan valid dan baik digunakan.

### 5. KESIMPULAN

Berdasarkan hasil dan pembahasan mengenai perhitungan *Value at Risk* dengan menggunakan kombinasi antara model asimetris EGARCH dengan Copula-Frank pada saham PT. Bank Central Asia, Tbk dan saham PT. Kalbe Farma, Tbk periode 30 Desember 2011 – 6 Desember 2019, maka diperoleh kesimpulan sebagai berikut:

1. Model ARIMA-EGARCH terbaik pada model *return* saham BBCA dan KLBF sebagai berikut:

Untuk data *return* saham BBCA

$$\hat{Z}_t = 0,791726Z_{t-1} - 0,681505 a_{t-1} + a_t$$

$$\ln \hat{\sigma}_t^2 = -0,529132 - 0,056485 \left| \frac{\alpha_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + 0,936119 \ln(\sigma_{t-1}^2) + 0,198011 \frac{\alpha_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$$

Untuk data *return* saham KLBF

$$\hat{Z}_t = 0,701227Z_{t-1} - 0,779134 a_{t-1} + a_t$$

$$\ln \hat{\sigma}_t^2 = -0,472894 - 0,071725 \left| \frac{\alpha_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| + 0,581170 \ln(\sigma_{t-1}^2) + 0,357247(\sigma_{t-2}^2) + 0,253540 \frac{\alpha_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$$

2. Estimasi parameter copula-Frank diperoleh berdasarkan metode MLE. Estimasi parameter copula-Frank yang didapatkan yaitu  $\hat{\theta} = 2,097$  dan nilai  $\tau = 0,2234914$ . Sehingga didapatkan model copula-Frank sebagai berikut:

$$C_{2,097}^{Fr}(u_1, u_2) = -\frac{1}{2,097} \log\left(1 + \frac{(e^{-2,097u_1}-1)(e^{-2,097u_2}-1)}{e^{-2,097}-1}\right)$$

3. Perhitungan *Value at Risk* yang didapatkan menggunakan metode copula-Frank dengan simulasi Monte-Carlo pada periode waktu 1 hari kedepan dengan tingkat kepercayaan 95% yaitu sebesar 0,02232676.

4. Berdasarkan hasil *Kupiec backtesting* pada tingkat kepercayaan 95% perhitungan *Value at Risk* dengan menggunakan metode ARIMA-EGARCH copula-Frank dinyatakan valid dan baik digunakan untuk menghitung *Value at Risk* indeks saham yang kebergantungannya antar saham dalam portofolionya tidak linier.

#### DAFTAR PUSTAKA

- Arna, N. U. S., Raupong dan Anisa. 2017. *Pemodelan Dependensi Distribusi Variabel Non Gaussian Dengan Copula Frank Menggunakan Korelasi Rho Spearman*. Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam. Universitas Hasanuddin. Makassar.
- Brook, C. 2008. *Introductory Econometrics for Finance Second Edition*. New York: Cambridge University Press.
- Cherubini, U., Luciano, E., dan Vecchiato, W. 2004. *Copula Methods in Finance*. Wiley Finance Series. UK: John Wiley and Sons, Chichester.
- Christianti, dan Ari. 2010. Risiko Pasar: Perbandingan Model EWMA dan GARCH Pada Nilai Tukar Rupiah Terhadap US Dollar. *JRMB*. Vol. 5, No. 2.
- Danielsson, J. 2011. *Financial Risk Forecasting The Theory and Practice of Forecasting Market Risk with Implementation in R and Matlab*. United Kingdom: John Wiley & Sons.
- Darmadji, T. dan Fakhrudin, H. 2001. *Pasar Modal di Indonesia Pendekatan Tanya Jawab*. Jakarta: Salemba Empat.
- Embrechts, P., Lindskog, F. dan McNeil, A. 2001. *Modelling Dependence with Copulas and Application to Risk Management*. Switzerland: Departement of Mathematics, ETHZ CH-8092 Zürich.
- Genest, C. dan Frave, A. C. 2007. *Everything You Always Wanted to know about Copula Modeling but Were Afraid to Ask*. Inggris: Hydrol.
- Hyndman, R. J. dan Khandakar, Y. 2008. Automatic Time Series Forecasting: The Forecast Package for R. *Journal of Statistical Software*, Vol. 27, No. 3: 1-26.
- Kupiec, P. H. 1995. Techniques for Verifying The Accuracy of Risk Measurement Models. *The Journal of Derivatives. A Publication of Institutional Investor*. New York.
- Maruddani, D. A. I. dan Purbowati, A. 2009. Pengukuran Value at Risk pada Kurs Tunggal dan Portofolio dengan Simulasi Monte Carlo. *Media Statistika* Vol. 2 Hal. 259-264.
- Nelson, D. B. 1991. Conditional Heteroscedasticity in Asset Return: A New Approach. *Journal of Econometrica*. Vol. 59, No.2, 357-370.
- Rosadi, D. 2012. *Ekonometrika dan Analisis Waktu Terapan dengan Eviews*. Yogyakarta: Andi Offset.
- Sklar, A. 1959. Fonctions de Repartition an Dimensions et Leurs Marges. *Publications de l'Institut Statistique de l'Université de Paris*, Vol 8 Hal 229-231.
- Tsay, R. S. 2002. *Analysis of Financial Time Series*. Canada : John Wiley and Sons, Inc.