

**ESTIMASI VALUE AT RISK PORTOFOLIO SAHAM MENGGUNAKAN  
METODE GARCH-COPULA  
(Studi Kasus : Harga Penutupan Saham Harian Unilever Indonesia dan Kimia  
Farma Periode 1 Januari 2013- 31 Desember 2016)**

**Lingga Bayu Prasetya<sup>1</sup>, Dwi Ispriyanti<sup>2</sup>, Alan Prahutama<sup>3</sup>**

<sup>1,2,3</sup> Departemen Statistika, Fakultas Sains dan Matematika, Universitas Diponegoro  
e-mail : ispriyanti.dwi@gmail.com

**ABSTRACT**

Any investment in the stock market will earn returns accompanied by risks. Return and risk has a mutual correlation that equilibrium. The formation of a portfolio is intended to provide a lower risk or with the same risk but provide a higher return. Value at Risk (VaR) is a instrument to analyze risk management. Time series model used in stock return data that it has not normal distribution and heteroscedasticity is Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (GARCH). GARCH-Copula is a combined method of GARCH and Copula. The Copula method is used in joint distribution modeling because it does not require the assumption of normality of the data and can capture tail dependence between each variable. This research uses return data from stock closing prices of Unilever Indonesia and Kimia Farma period January 1, 2013 until December 31, 2016. Copula model is selected based on the highest likelihood log value is Copula Clayton. Value at Risk estimates of Unilever Indonesia and Kimia Farma's stock portfolio on the same weight were performed using Monte Carlo simulation with backtesting of 30 days period data at 95% confidence level.

**Keywords** : Stock, Risk, *Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (GARCH), Copula, *Value at Risk*

**1. PENDAHULUAN**

Investasi dilakukan seorang investor dengan tujuan mendapatkan keuntungan di masa mendatang. Dalam berinvestasi saham, investor mengharapkan untuk memperoleh *return* sebesar – besarnya dengan risiko tertentu. Risiko sendiri dapat didefinisikan sebagai kerugian karena kejadian yang tidak diharapkan (Sunaryo, 2007). Pembentukan portofolio yang merupakan kombinasi saham – saham tertentu ditujukan untuk memperoleh suatu investasi yang memberikan *return* yang sama dengan pembelian satu saham namun memberikan risiko lebih rendah, atau dengan risiko yang sama namun memberikan *return* yang lebih tinggi.

Konsep manajemen risiko harus dilakukan investor untuk menganalisis semua investasi saham. Manajemen risiko adalah desain prosedur serta implementasi prosedur untuk mengendalikan risiko. Salah satu alat analisis manajemen risiko adalah Value at Risk (VaR). VaR dapat diartikan ukuran kerugian terburuk yang diperkirakan akan terjadi pada *horizon* waktu tertentu pada kondisi pasar yang normal dengan tingkat kepercayaan tertentu (Ghozali, 2007). Seiring perkembangan waktu, estimasi VaR dikembangkan dengan berbagai macam metode. Salah satunya adalah estimasi VaR dengan menggunakan model ARIMA-GARCH yang kemudian dianalisis dengan metode Copula. Metode copula ini juga dikenal dengan GARCH-Copula yang merupakan metode gabungan dari Copula dan GARCH. Metode Copula digunakan secara luas dalam pemodelan distribusi bersama (*joint distribution*) karena tidak memerlukan asumsi normalitas bersama.

Beberapa peneliti telah mengaplikasikan GARCH-Copula untuk menghitung nilai risiko dari portofolio saham yang cenderung memiliki volatilitas tinggi sehingga pada penelitian ini digunakan GARCH-Copula yang diaplikasikan pada portofolio dua saham pada bobot yang sama. Peneliti ingin mengetahui besar risiko investasi pada portofolio

saham Unilever Indonesia Tbk (UNVR.JK) dan Kimia Farma Tbk (KAEF.JK) periode 1 Januari 2013 sampai 31 Desember 2016.

## 2. TINJAUAN PUSTAKA

### 2.1 Return Saham

Tsay (2005) menyatakan bahwa *return* dari sebuah *asset* adalah pendapatan yang akan diperoleh dari kesempatan berinvestasi. Perhitungan *return* jika memegang saham hanya sehari atau mingguan atau bulanan dalam satu periode adalah :

$$R_t = \frac{P_t}{P_{t-1}} - 1 = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$$

dengan :

$R_t$  : return saham pada periode t

$P_t$  : harga saham pada periode t

$P_{t-1}$  : harga saham pada periode t-1.

### 2.2 Portofolio

Portofolio merupakan gabungan dua atau lebih sekuritas yang terpilih sebagai investasi dari investor pada kurun waktu tertentu dengan suatu ketentuan tertentu. Bierman (1998) menyatakan portofolio sebagai sekumpulan asset yang dimiliki untuk tujuan ekonomis tertentu. Konsep dasar yang dinyatakan dalam portofolio adalah bagaimana mengalokasikan sejumlah dana tertentu pada berbagai jenis investasi yang akan menghasilkan keuntungan yang optimal.

### 2.3 Value at Risk (VaR)

Metode Menurut Jorion (2006), *Value at Risk* merupakan metode untuk menilai risiko yang menggunakan teknik statistik standar yang secara rutin digunakan di bidang teknik lainnya. VaR merupakan alat ukur yang dapat menghitung besarnya kerugian terburuk yang dapat terjadi dengan mengetahui posisi *asset*, tingkat kepercayaan akan terjadinya risiko, dan jangka waktu penempatan *asset* (*time horizon*). Dari definisi di atas, VaR dapat diartikan sebagai kerugian terburuk dari suatu asset pada suatu jangka waktu tertentu dengan suatu tingkat kepercayaan tertentu. Definisi VaR secara umum dapat dituliskan sebagai berikut.

$$P(r \leq VaR) = 1 - \alpha$$

Keterangan: r adalah return selama periode tertentu dan  $\alpha$  adalah tingkat kesalahan.

### 2.4 Pemusatan Data

Menurut Supranto (2000), nilai *mean* dan *median* hanya menitikberatkan pada pusat data, tetapi tidak memberikan informasi tentang parameter bentuk pada data tersebut. Untuk memberikan informasi parameter bentuk data, maka dapat juga menggunakan konsep yang dikenal sebagai *skewness* dan *kurtosis*.

*Skewness* merupakan kemencengan suatu distribusi data. Untuk sebaran yang setangkup sempurna atau simetris, *mean*, *median*, dan modusnya sama sehingga nilai *skewness* nol. *Kurtosis* merupakan ukuran keruncingan dari kurva distribusinya. Nilai *kurtosis* dari kurva normal adalah 3.

### 2.5 Analisis Runtun Waktu

Analisis *time series* dikenalkan pada tahun 1970 oleh George E. P. Box dan Gwilym M. Jenkins melalui bukunya *Time Series Analysis: Forecasting and Control*. Sejak saat itu, *time series* mulai banyak dikembangkan. Tujuan analisis runtun waktu antara lain

memahami dan menjelaskan mekanisme tertentu, meramalkan suatu nilai di masa depan, dan mengoptimalkan sistem kendali. Analisis runtun waktu dapat diterapkan di bidang ekonomi, bisnis, industry, dan lain-lain (Soejoeti, 1987). Adapun model – model analisis runtun waktu sebagai berikut :

1. Model *Autoregressive* (AR)  

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + a_t$$
2. Model *Moving Average* (MA)  

$$Z_t = a_t + \theta_1 a_{t-1} + \theta_2 a_{t-2} + \dots + \theta_q a_{t-q}$$
3. Model *Autoregressive Moving Average* (ARMA)  

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + a_t + \theta_1 a_{t-1} + \dots + \theta_q a_{t-q}$$
4. Model *Autoregresif Integrate Moving Average* (ARIMA)  

$$\phi_p(B)(1-B)^d Z_t = \theta_q(B) + a_t$$

dimana :

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

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

## 2.6 Identifikasi Model ARIMA

### 2.6.1 Stasioneritas

Menurut Soejoeti (1987) model ARIMA mengasumsikan bahwa data masukan harus stasioner. Apabila data masukan tidak stasioner perlu dilakukan penyesuaian untuk menghasilkan data yang stasioner. Salah satu cara yang umum dipakai adalah metode pembedaan (*differencing*). Metode ini dilakukan dengan cara mengurangi nilai data pada suatu periode dengan nilai data periode sebelumnya.

Stasioneritas dapat diperiksa dengan mencari apakah data runtun waktu mengandung akar unit menggunakan uji *Augmented Dickey-Fuller* (Wei, 2006).

### 2.6.2 Autocorrelation Function (ACF) dan Partial Autocorrelation Function (PACF)

Menurut Wei (2006), orde dari proses AR( $p$ ), MA( $q$ ), ARMA( $p,q$ ) dan ARIMA( $p,d,q$ ) dapat diidentifikasi dari plot ACF dan PACF pada grafik *correlogram* dengan mengacu pada Tabel 1.

Tabel 1. Karakteristik ACF dan PACF untuk Proses Stasioner

| Model         | ACF                             | PACF                            |
|---------------|---------------------------------|---------------------------------|
| AR ( $p$ )    | Menurun secara eksponensial     | <i>Cuts off</i> setelah lag $p$ |
| MA ( $q$ )    | <i>Cuts off</i> setelah lag $p$ | Menurun secara eksponensial     |
| ARMA( $p,q$ ) | Menurun setelah lag $q-p$       | Menurun setelah lag $p-q$       |

### 2.6.3 Uji Signifikansi Parameter

Menurut Aswi dan Sukarna (2006) setelah menemukan model yang diperkirakan, kemudian dari model tersebut harus diuji apakah parameter pada model signifikan atau tidak. Jika suatu parameter tidak signifikan terhadap model, maka parameter tersebut tidak layak digunakan untuk peramalan

## 2.7 Verifikasi Model

### 2.7.1 Proses *White Noise*

Proses *white noise* dapat dideteksi menggunakan uji autokorelasi residual pada analisis error-nya. Uji Ljung Box digunakan untuk mengetahui residual yang *white noise* dengan menggunakan statistik uji Q yang dihitung dengan nilai *autocorrelations* dari residual ( $\rho_k$ ) dengan hipotesis sebagai berikut :

Hipotesis :

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k = 0$$

$H_1$  : minimal ada satu  $\rho_j \neq 0$  untuk  $j = 1, 2, \dots, k$

Taraf Signifikansi :  $\alpha$

Statistik uji :

$$Q = n(n + 2) \sum_{j=1}^k \frac{\hat{\rho}_j^2}{(n - k)}$$

Nilai Q dibandingkan dengan nilai tabel  $\chi^2_{[\alpha; k-p-q]}$ . Jika nilai Q lebih besar dari nilai tabel atau P-value  $< \alpha$  maka  $H_0$  ditolak, artinya residual tidak *white noise* (Wei, 2006).

### 2.7.2 Uji Normalitas Residual

Salah satu uji yang digunakan untuk mengidentifikasi apakah data berdistribusi normal atau tidak adalah uji Jarque Bera (Rosadi, 2012). Hipotesis yang digunakan adalah sebagai berikut :

Hipotesis :

$H_0$  : Residual berdistribusi normal

$H_1$  : Residual tidak berdistribusi normal

Taraf Signifikansi :  $\alpha$

Statistik uji :

$$JB = \frac{n-k}{6} (\alpha_3^2 + \frac{(\alpha_4-3)^2}{4})$$

Kriteria uji:

Tolak  $H_0$  jika  $JB > \chi^2_{(\alpha; 2)}$  atau p-value  $< \alpha$

### 2.7.3 Pemilihan Kriteria Terbaik

Dalam melakukan pemilihan model terbaik, diperlukan kriteria untuk menentukan model terbaik. AIC (*Akaike's Information Criterion*) merupakan salah satu kriteria pemilihan model terbaik *in-sample*. Model yang terbaik adalah model yang memiliki nilai AIC yang minimal. Rumus untuk memperoleh nilai AIC ditulis sebagai berikut (Wei, 2006):

$$AIC(k) = n \ln \hat{\sigma}_a^2 + 2k$$

### 2.7.4 Uji Heteroskedastisitas (Uji Efek ARCH-GARCH)

Uji Lagrange Multiplier (LM) merupakan merupakan suatu uji terhadap heteroskedastisitas. Uji ini merupakan salah satu cara untuk mengetahui adanya efek ARCH-GARCH yang diperkenalkan oleh Engle (Tsay, 2005). Berikut merupakan pengujian heteroskedastisitas menggunakan Uji Lagrange Multiplier dari persamaan :

$$\alpha_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \alpha_{t-1}^2 + \alpha_2 \alpha_{t-2}^2 + \dots + \alpha_m \alpha_{t-m}^2 + e_t$$

dengan susunan hipotesis sebagai berikut :

Hipotesis :

$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_m = 0$  (tidak ada efek ARCH-GARCH)

$H_1$  : minimal ada satu I dengan  $\alpha_i \neq 0$ , untuk  $i = 1, 2, \dots, m$  (terdapat efek ARCH-GARCH)

Taraf Signifikansi :  $\alpha$

Statistik uji :

$$LM = nR^2$$
$$R^2 = \frac{JKR}{JKT} = \frac{\sum_{t=1}^m (\hat{\alpha}_t^2 - \overline{\alpha_t^2})^2}{\sum_{t=1}^m (\alpha_t^2 - \overline{\alpha_t^2})^2}$$

nilai LM dibandingkan dengan nilai tabel  $\chi^2_{[\alpha; m]}$ . Jika nilai LM lebih besar dari nilai tabel atau atau P-value  $\leq \alpha$  maka  $H_0$  ditolak, sehingga dapat disimpulkan data memiliki efek ARCH-GARCH.

## 2.8 Model ARCH – GARCH

ARCH (*Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*) adalah salah satu model ekonometrika yang diperkenalkan oleh Engle (1982) dan kemudian dikembangkan oleh Bollerslev (1986) menjadi model GARCH (*Generalize Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*). Pada perkembangannya model ARCH-GARCH menjadi andalan untuk analisis *time series* pada pasar modal. Bentuk umum model ARCH(m) sebagai berikut :

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \alpha_2 a_{t-2}^2 + \dots + \alpha_m a_{t-m}^2$$

dalam model ARCH parameter - parameter-nya harus memenuhi  $\alpha_0 > 0$ ,  $\alpha_i \geq 0$ , dengan  $i = 1, 2, \dots, m$ . Sedangkan bentuk umum model GARCH(m,s) sebagai berikut :

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i a_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^s \beta_j \sigma_{t-j}^2$$

koefisien – koefisien dari model GARCH(m,s) bersifat :

1.  $\alpha_0 > 0$
2.  $\alpha_i \geq 0$ , untuk  $i = 1, 2, \dots, m$
3.  $\beta_j \geq 0$ , untuk  $j = 1, 2, \dots, s$
4.  $\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^s (\alpha_i + \beta_j) < 1$

kondisi (4) diperlukan agar model bersifat stasioner, sedangkan kondisi (1), (2), dan (3) yang diperlukan agar  $\sigma_t^2 > 0$ .

## 2.9 Uji Mutual Dependensi

Uji mutual dependensi dilakukan untuk mengetahui adanya dependensi di antara masing-masing variabel dalam sebuah pemodelan distribusi bersama. Untuk mengukur dependensi antara dua variabel atau lebih dapat digunakan korelasi *Pearson*, *Kendall's Tau*, dan *Spearman*. Namun dalam penelitian ini peneliti menggunakan korelasi *Kendall's Tau*. Korelasi *Kendall's Tau* adalah korelasi yang berbasis rank dan tidak memerlukan asumsi kenormalan data.

Menurut Genest dan Favre (2007) pengukuran *Kendall's Tau* secara empiris ditulis sebagai berikut.

$$\tau_n = \frac{P_n - Q_n}{\binom{n}{2}}$$

dengan,

$P_n$  = jumlah pasangan *concordant*

$Q_n$  = jumlah pasangan *discordant*

Hipotesis :

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

$H_1$  :  $\tau > 0$  (ada korelasi positif)

Statistik uji :

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

Kriteria uji:

$H_0$  ditolak jika  $Z > 1,96$ .

## 2.10. Copula

Menurut Schölzel dan Friederichs (2008), bentuk parameter dari fungsi copula maupun densitas Copula termasuk dalam suatu keluarga Copula. Terdapat dua keluarga Copula yang populer digunakan, yaitu Copula Elips dan Copula Archimedean.

Copula Archimedean memiliki bentuk distribusi yang memiliki *tail dependence* untuk menunjukkan probabilitas kondisional pada daerah ekstrim. Persamaan untuk Copula Archimedean sebagai berikut.

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

$\phi$  disebut Generator Copula C dan memiliki satu parameter  $\theta$  (Kpanzou, 2007).

Dengan menggunakan sifat fungsi generator dan inversnya akan diperoleh fungsi Archimedean copula bivariat yang dapat dilihat pada Tabel 2.

Tabel 2. Keluarga Copula Archimedean

| Keluarga | Generator $\phi(u)$   | Copula Bivariat $C(u_1, u_2)$  |
|----------|---|--|
| Clayton  | $\frac{1}{\theta}(u^{-\theta} - 1), \theta \in (0, \infty)$                                       | $(u_1^{-\theta} + u_2^{-\theta} - 1)^{-\frac{1}{\theta}}$  |
| Frank    | $\log\left(\frac{e^{\theta u} - 1}{e^{\theta} - 1}\right), \theta \in \mathbb{R} \setminus \{0\}$ | $\frac{1}{\theta} \log \left[ 1 + \frac{(e^{\theta u_1} - 1)(e^{\theta u_2} - 1)}{e^{\theta} - 1} \right]$ |
| Gumbel   | $(-\log u)^{\theta}, \theta \in [1, \infty)$  | $\exp[-((-\log(u_1))^{\theta} + (-\log(u_2))^{\theta})^{\frac{1}{\theta}}]$                                |

(Sumber : Kpanzou, 2007)

## 2.11 Estimasi Parameter Copula

Menurut Genest dan Rivest (1993) untuk menghitung estimasi parameter  $\theta$  dapat menggunakan observasi nilai *Kendall's Tau*. Parameter  $\theta$  dari copula Archimedean yang berbasis *Kendall's Tau* dapat dihitung melalui persamaan berikut.

$$\tau = 1 + 4 \int_0^1 \frac{\phi(u)}{\phi'(u)} du$$

## 2.12 Simulasi Monte Carlo pada Portofolio

Dalam penelitian ini digunakan metode Simulasi Monte Carlo karena metode ini menentukan bagaimana variasi random atau error mempengaruhi sensitivitas, performa atau reliabilitas dari sistem yang sedang dimodelkan. Simulasi Monte Carlo digolongkan sebagai metode sampling karena input dibangkitkan secara random dari suatu distribusi probabilitas untuk proses sampling dari suatu populasi nyata (Rubinstein, 1981).

## 3. METODOLOGI PENELITIAN

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data sekunder berupa data saham Unilever Indonesia Tbk (UNVR.JK) dan Kimia Farma Tbk (KAEF.JK) pada saat harga penutupan (*closing price*) saham harian periode 1 Januari 2013 sampai 31 Desember 2016.

Adapun tahapan analisis untuk mencapai tujuan penelitian dalam penulisan tugas akhir ini sebagai berikut :

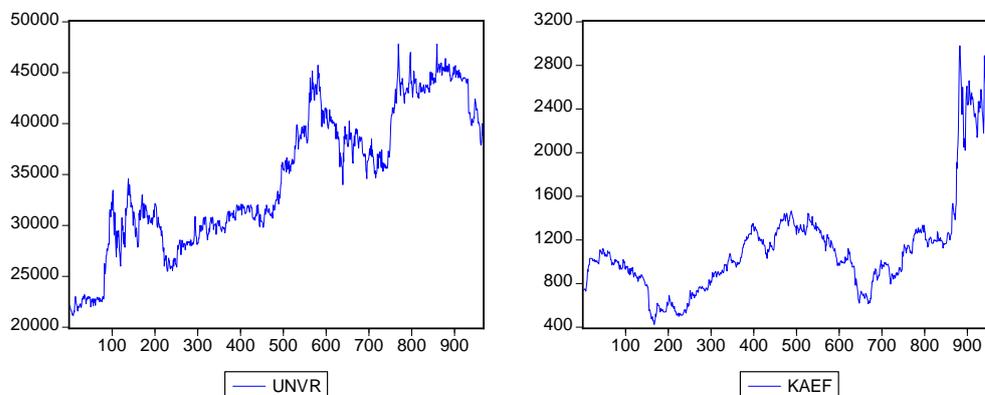
1. Menghitung nilai *return* kedua harga saham.
2. Menganalisis secara deskriptif data kedua *return* saham.
3. Melakukan pengujian kestasioneran data dengan menggunakan *plot time series*.
4. Setelah dinyatakan stasioner maka dilanjutkan dengan membuat plot ACF dan PACF untuk menentukan model sementara.
5. Melakukan estimasi parameter model ARIMA.

6. Melakukan verifikasi model yaitu uji independensi residual, uji normalitas residual, dan uji heteroskedastisitas.
7. Memodelkan residual ARIMA dengan GARCH (1,1).
8. Melakukan pengujian distribusi normal pada residual GARCH (1,1).
9. Membentuk dan mengombinasikan residual GARCH (1,1) ke dalam Frank-copula, Gumbel-copula, dan Clayton-copula. Dari copula ini akan dipilih copula paling fit dengan distribusi residual yang didapatkan.
10. Melakukan estimasi VaR dengan menggunakan metode simulasi Monte Carlo.
11. Membuat kesimpulan dari hasil analisis berdasarkan hasil VaR dari copula terbaik didapatkan nilai VaR dengan selang kepercayaan  $(1-\alpha)$  dengan taraf signifikansi  $\alpha$  sehingga investor dapat mengetahui dan mengambil langkah terbaik dalam melakukan investasi saham yang memiliki nilai risiko terkecil.

#### 4. HASIL DAN PEMBAHASAN

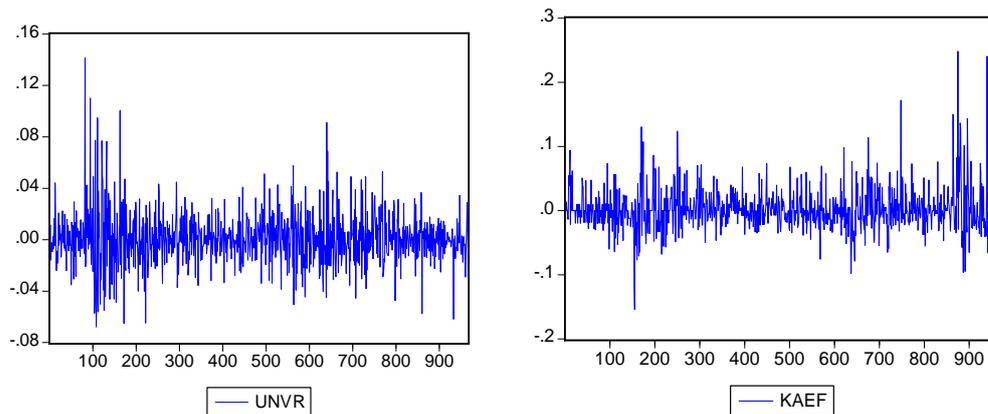
##### 4.1 Karakteristik *Return* Saham

Data yang digunakan adalah data sekunder berupa data saham Unilever Indonesia Tbk (UNVR.JK) dan Kimia Farma Tbk (KAEF.JK) pada saat harga penutupan (*closing price*) saham harian periode 1 Januari 2013 sampai 31 Desember 2016 sebanyak 966 data. Gambar 1 menunjukkan plot *time series* harga penutupan harian saham Unilever Indonesia dan Kimia Farma. Pada periode ini, dapat dilihat bahwa harga penutupan saham berfluktuasi dari waktu ke waktu.



Gambar 1. Plot Harga Penutupan saham Unilever Indonesia dan Kimia Farma Januari 2013 - Desember 2016

Data harga penutupan saham kemudian diubah kedalam nilai *return* saham. Gambar 2 menunjukkan plot *time series return* saham Unilever Indonesia Tbk (UNVR.JK) dan Kimia Farma Tbk (KAEF.JK). Pada periode ini dapat dilihat bahwa adanya *volatility clustering* yaitu suatu kejadian ketika volatilitas yang tinggi pada suatu periode maka akan terjadi siklis pada periode selanjutnya begitu sebaliknya. Hal ini sering disebut dengan kasus heteroskedastisitas dan dapat diselesaikan dengan menggunakan model ARCH-GARCH.



Gambar 2. Plot *Return* Saham Unilever Indonesia dan Kimia Farma Januari 2013 - Desember 2016

Analisis deskriptif digunakan untuk mengetahui gambaran umum data *return* saham. Tabel 3 menunjukkan nilai statistika deskriptif dari data *return* saham Unilever Indonesia dan Kimia Farma Januari 2013 - Desember 2016.

Tabel 3. Statistika Deskriptif *Return* Saham Unilever Indonesia dan Kimia Farma Januari 2013 - Desember 2016

| Variabel        | UNVR      | KAEF      |
|-----------------|-----------|-----------|
| Mean            | 0,000800  | 0,001901  |
| Standar Deviasi | 0,020394  | 0,033403  |
| Minimum         | -0,067742 | -0,153846 |
| Maksimum        | 0,141304  | 0,248366  |
| Skewness        | 0,848562  | 1,426842  |
| Kurtosis        | 8,028332  | 11,11447  |

Nilai *skewness* pada kedua *return* saham tidak ada yang bernilai nol. Hal ini menunjukkan bahwa semua data saham mengalami pergeseran dari nilai mean sebesar 0 yang mengindikasikan data tidak berdistribusi normal. Kedua *return* saham memiliki nilai kurtosis lebih dari 3. Nilai kurtosis yang lebih dari 3 mengindikasikan bahwa *return* saham tidak berdistribusi normal dan biasanya data *return* saham memiliki kecenderungan tidak berdistribusi normal.

#### 4.2 Identifikasi Model ARIMA

Identifikasi model ARIMA *return* saham dilakukan dengan cara membuat plot data terlebih dahulu. Secara visual, melalui plot *time series return* saham pada Gambar 2 dapat dilihat bahwa data *return* saham telah stasioner dalam *mean* karena plot *time series return* saham membentuk satu garis lurus disekitar nol. Selanjutnya dilakukan uji akar unit *Augmented Dickey-Fuller*.

Setelah asumsi kestasioneran data *return* saham UNVR dan KAEF terpenuhi, maka selanjutnya dilakukan pendugaan model ARIMA menggunakan plot Autocorrelation Function (ACF) dan plot Partial Autocorrelation Function (PACF). Dari Plot ACF dan PACF untuk data *return* saham UNVR didapat model dugaan ARIMA([1,3,10,12],0,0), ARIMA([1],0,[3,10,12]), ARIMA([3,10,12],0,[1]), dan ARIMA(0,0,[1,3,10,12]), untuk data *return* saham KAEF didapat model dugaan ARIMA([1,5,8],0,0), ARIMA([1],0,[5,8]), ARIMA([5,8],0,[1]) dan ARIMA(0,0,[1,5,8]).

### 4.3 Verifikasi Model ARIMA

Dilakukan verifikasi model yaitu uji independensi residual dan uji normalitas residual dari model dugaan ARIMA yang memiliki parameter signifikan. Dari model dugaan ARIMA yang memenuhi kedua asumsi tersebut dilihat nilai AIC terkecil untuk menentukan model dugaan ARIMA terbaik.

Tabel 4. Nilai AIC Model Dugaan ARIMA

| Saham | Model                  | AIC       |
|-------|------------------------|-----------|
| UNVR  | ARIMA([1,3,10,12],0,0) | -4,955925 |
|       | ARIMA([3,10,12],0,[1]) | -4,956622 |
| KAEF  | ARIMA([1,5,8],0,0)     | -3,968416 |
|       | ARIMA([1],0,[5,8])     | -3,974457 |

Berdasarkan Tabel 4 dapat diambil model dugaan ARIMA terbaik dari *return* saham UNVR yaitu ARIMA([3,10,12],0,[1]) dan model dugaan ARIMA terbaik dari *return* saham KAEF yaitu ARIMA([1],0,[5,8]).

### 4.4 Uji Heteroskedastisitas

Uji *Lagrange Multiplier* (LM) merupakan suatu uji terhadap heteroskedastisitas, digunakan untuk mengetahui adanya efek ARCH-GARCH pada residual model ARIMA.

Tabel 5. Nilai Statistik Uji *Lagrange Multiplier* (LM)

| Saham | Model                  | P-value  | Keputusan              |
|-------|------------------------|----------|------------------------|
| UNVR  | ARIMA([3,10,12],0,[1]) | 0,003703 | H <sub>0</sub> ditolak |
| KAEF  | ARIMA([1],0,[5,8])     | 0,000112 | H <sub>0</sub> ditolak |

Berdasarkan Tabel 5, H<sub>0</sub> ditolak karena nilai P-value kurang dari 5%, sehingga dapat disimpulkan bahwa terdapat efek ARCH-GARCH pada semua residual model ARIMA.

### 4.5 Pemodelan GARCH pada Residual Model ARIMA

Setelah diketahui bahwa terdapat efek heteroskedastisitas pada residual model ARIMA maka dilanjutkan dengan pemodelan ARCH/GARCH dari masing-masing saham sebagai berikut :

- Saham UNVR ARIMA([3,10,12],0,[1]) GARCH(1,1)  

$$\sigma_t^2 = 0,000024 + 0,070306 a^2_{t-1} + 0,867326 \sigma_{t-1}^2$$
- Saham KAEF ARIMA([1],0,[5,8]) GARCH(1,1)  

$$\sigma_t^2 = 0,000132 + 0,173925 a^2_{t-1} + 0,715875 \sigma_{t-1}^2$$

### 4.6 Uji Mutual Dependensi

Uji mutual dependensi dilakukan untuk mengetahui adanya dependensi di antara masing-masing variabel dalam sebuah pemodelan distribusi bersama.

Tabel 6 Korelasi *Kendall's Tau*

| Saham       | $\tau$      | Z        | Keputusan              |
|-------------|-------------|----------|------------------------|
| UNVR - KAEF | 0.009468021 | 4.504592 | H <sub>0</sub> ditolak |

Berdasarkan Tabel 6, H<sub>0</sub> ditolak karena nilai Z > 1,96, sehingga dapat disimpulkan bahwa ada korelasi antara residual GARCH(1,1) saham UNVR dan KAEF, maka dapat dilanjutkan dengan pemodelan Copula.

#### 4.7 Copula

Berikut adalah hasil estimasi parameter berdasarkan *Kendall's Tau* dan nilai *log likelihood* dari masing-masing copula dari keluarga Archimedian yaitu Copula Clayton, Copula Frank, dan Copula Gumbel.

Tabel 7. Estimasi Parameter Copula

| Copula  | Parameter | Log likelihood |
|---------|-----------|----------------|
| Clayton | 0,01912   | 0,2375         |
| Frank   | 0,08522   | 0,1038         |
| Gumbel  | 1,00956   | 0,08158        |

Berdasarkan Tabel 7, dipilih struktur model copula terbaik residual GARCH (1,1) saham UNVR dan KAEF dari nilai *log likelihood* yang paling besar yaitu model Copula Clayton dengan parameter Copula berdasarkan hasil observasi *Kendall's Tau* yaitu  $\hat{\theta} = 0,01912$ . Sehingga model Copula Clayton residual GARCH (1,1) saham UNVR dan KAEF adalah

$$C_{0,01912}^{clay}(u_1, u_2) = (u_1^{-0,01912} + u_2^{-0,01912} - 1)^{-\frac{1}{0,01912}}$$

#### 4.8 Estimasi Value at Risk (VaR)

Estimasi VaR portofolio saham UNVR dan KAEF pada bobot yang sama dilakukan menggunakan simulasi Monte Carlo dengan *backtesting* data dalam periode 30 hari pada tingkat kepercayaan 95%.

Tabel 8. Hasil Estimasi VaR menggunakan Simulasi Monte Carlo

| Simulasi ke-      | VaR                |
|-------------------|--------------------|
| 1                 | -0,02666691        |
| 2                 | -0,02624676        |
| 3                 | -0,02655570        |
| 4                 | -0,02673121        |
| 5                 | -0,02649292        |
| <b>Rata -rata</b> | <b>-0,02658287</b> |

Berdasarkan Tabel 8, didapatkan hasil estimasi VaR portofolio saham UNVR dan KAEF pada bobot yang sama sebesar -0,02658287.

### 5. KESIMPULAN

Berdasarkan hasil analisis dan pembahasan, kesimpulan yang didapatkan adalah sebagai berikut.

1. Data return saham Unilever Indonesia Tbk (UNVR.JK) dan Kimia Farma Tbk (KAEF.JK) pada saat harga penutupan (*closing price*) saham harian periode 1 Januari 2013 sampai 31 Desember 2016 berfluktuasi dari waktu ke waktu dan kedua data return saham tidak berdistribusi normal.
2. Copula Clayton dipilih sebagai model copula terbaik berdasarkan nilai *log likelihood* terbesar yaitu 0,2375 dan memiliki parameter  $\hat{\theta} = 0,01912$  dengan model

$$C_{0,01912}^{clay}(u_1, u_2) = (u_1^{-0,01912} + u_2^{-0,01912} - 1)^{-\frac{1}{0,01912}}$$

3. Estimasi VaR portofolio saham Unilever Indonesia dan Kimia Farma pada bobot yang sama dilakukan menggunakan simulasi Monte Carlo dengan *backtesting* data dalam periode 30 hari pada tingkat kepercayaan 95% sebesar -0,02658286. Apabila

dimisalkan pada sebuah studi kasus investasi awal sebesar Rp.1.000.000.000,00, maka besar kerugian yang akan diterima investor tidak akan melebihi Rp.26.582.870,00.

#### **DAFTAR PUSTAKA**

- Aswi dan Sukarna. 2006. *Analisis Deret Waktu : Teori dan Aplikasi*. Penyunting : Muhammad Arif Tiro. Makasar : Andira Lisher.
- Bollerslev, T. 1986. Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity. *Jurnal Ekonometrika*. Vol. 31, Hal. 307-327.
- Genest, C., dan Favre, A.C. 2007. *Everything You Always Wanted to Know about Copula Modeling but Were Afraid to Ask*. Inggris : Hydrol.
- Hartono, J. 2014. *Teori dan Praktik Portofolio engan Excel*. Yogyakarta: BPFE.
- Jorion, P. 2006. *Value at Risk : The New Benchmark for Managing Financial Risk, Third Edition*. New York : The McGraw-Hill Companies, Inc.
- Kpanzou, T.A. (2007). *Copulas in Statistics*. African Institute for Mathematical Sciences (AIMS ).
- Makridakis. 1999. *Metode dan Aplikasi Peramalan Edisi Kedua*. Jakarta : Binarupa Aksara.
- Markowitz, H. 1952. *Portofolio Selection*. *Journal of Finance*. Vol. 7, Hal. 77-91.
- Rosadi, D. 2012. *Ekonometrika dan Analisis Runtun Waktu Terapan dengan Eviews*. Yogyakarta : Andi Offset
- Schölzel, C dan Friederichs, P. 2008. *Multivariat Non-Normally Distributed Random Variabel in Climate Research-Introduction to the Copula Approach*. *Nonlin. Processes Geophys.* 15. 761-772.
- Sklar, A. (1959), *Fonctions de répartition à n dimensions et leurs marges*. Publ. Inst. Statist. Univ. Paris8: 229–231
- Tsay, R.S. 2005. *Analysis of Financial Time Series 2<sup>nd</sup> edition*. Canada: John Wiley and Sons, Inc.
- Wei, W.W.S. 2006. *Time Series Analysis, Univariate and Multivariate Methods*. Canada: Addison Wesley Publishing Company.