

Estimasi VaR Dengan Pendekatan *Extreme Value* *

(*Estimation of VaR by Extreme Value Approach*)

Sukono¹, Subanar² & Dedi Rosadi³

¹Jurusan Matematika FMIPA UNPAD Bandung, e-mail : fsukono@yahoo.com

²Jurusan Matematika FMIPA UGM Yogyakarta, e-mail : subanar@yahoo.com

³Jurusan Matematika FMIPA UGM Yogyakarta, e-mail : dedirosadi@ugm.ac.id

ABSTRAK

Setiap bentuk investasi memiliki risiko yang besar kecilnya tergantung pada banyak faktor, misalnya tingkat kepercayaan (α) dan juga waktu (T). Risiko pada setiap instrumen investasi tersebut dapat diukur dan dikelola sehingga para investor terhindar dari risiko kerugian yang besar. *Value at Risk* adalah salah satu alat untuk mengukur risiko investasi yang sangat populer. Dalam paper ini akan dikaji model pengukuran risiko *Value at Risk* dengan pendekatan model *extreme value*. Selanjutnya metode pendekatan ini akan dipergunakan untuk menganalisis data harga saham yang diperdagangkan di pasar modal Indonesia.

Kata Kunci : Investasi, pengukuran risiko, *Value at Risk*, model *Extreme Value*

ABSTRACT

Every type of the investment has risk that large and small was depend on some factors, for examples the confidence level (α) and so the time (T). The risk on every instrument of the investment mentioned can measured and managed until investors spared from loss risk that large. Value at Risk is one of the tools for measuring the risk of investment that very popular. In this paper will study the measurement model of risk, it is Value at Risk by using extreme value model approach. Furthermore, this approach of method will used to analyzing the data of stock price that sell at the financial market in Indonesia.

Keywords: Investment, risk measurement, Value at Risk, Extreme Value

1. PENDAHULUAN

Semua jenis investasi selalu memiliki risiko. Semakin tinggi hasil yang diharapkan dari investasi tersebut, semakin tinggi juga tingkat risikonya. Para investor sangat penting memahami risiko tersebut sebelum melakukan investasi terhadap sebuah instrumen investasi. Dengan mengetahui risiko yang akan dihadapi, investor dapat melakukan tindakan pencegahan agar risiko tersebut tidak akan dihadapi investor atau setidaknya

* Dipublikasikan dalam Seminar Nasional Matematika dan Pendidikan Matematika di Jurusan Matematika FMIPA Universitas Negeri Yogyakarta, tanggal 28 November 2008.

dapat mengantisipasi risiko. Salah satu elemen dari risiko yang sangat penting dalam pengelolaan risiko adalah ukuran risiko (Alexander, 1999; Dowd, 2002).

Sebagai bagian dari penelitian untuk kejelasan dalam investasi, muncul konsep *Value at Risk*. Ukuran ini digunakan untuk menggambarkan berapa banyak uang yang dikeluarkan sebuah perusahaan atau bank pada risiko tersebut pada suatu waktu tertentu dalam suatu periode. Asumsi yang penting dalam membicarakan risiko adalah bahwa setiap investor mengambil sikap menghindari atau tidak menyukai risiko, atau dengan kata lain bahwa investor lebih menyukai memperoleh *rate of return* yang lebih tinggi dengan variansi yang kecil. Semakin besar arah penyimpangan dan semakin besar kemungkinan penyimpangan itu terjadi, semakin tinggi risiko yang akan dihadapi (Agus Sartono, 1990 : 45).

Untuk memecahkan masalah ini mulai ada metode-metode yang digunakan untuk mengestimasi risiko. Dari metode-metode yang digunakan akan dianalisis tingkat risiko yang dihasilkan dan faktor-faktor yang dapat mempengaruhi nilai risiko. Dari hasil estimasi risiko tersebut dapat dihitung nilai risiko terkecil, sehingga menghindari para investor dari kerugian yang besar. Hal ini akan mempermudah investor untuk melihat peluang untung atau ruginya investasi pada instrumen investasi

2. MODEL MATEMATIKA

2.1 Teori *Extreme Value*

Pengembalian (*return*) aset dihitung pada interval waktu tetap, misalnya setiap hari, (r_t). Misalkan ada himpunan n pengembalian, $\{r_1, \dots, r_n\}$. Pengembalian minimum dari himpunan adalah $r_{(1)}$, yaitu nilai statistik urut paling kecil, dan nilai maksimum adalah $r_{(n)}$, atau $r_{(1)} = \min_{1 \leq j \leq n} \{r_j\}$ dan $r_{(n)} = \max_{1 \leq j \leq n} \{r_j\}$. Di sini difokuskan pada nilai minimum $r_{(1)}$, karena nilai minimum ini sangat relevan dengan perhitungan VaR (Tsay, 2005; Ruppert, 2004).

Asumsikan pengembalian r_t barisan saling bebas dengan fungsi distribusi kumulatif $F(x)$ dan rentang pengembalian r_t adalah $[l, u]$. Untuk log *return*, $l = -\infty$ dan $u = \infty$, fungsi distribusi kumulatif $r_{(1)}$ dinyatakan sebagai $F_{n,1}(x)$, yaitu:

$$F_{n,1}(x) = \Pr[r_{(1)} \leq x] = 1 - \Pr[r_{(1)} > x]$$

$$\begin{aligned}
&= 1 - \Pr(r_1 > x, r_2 > x \dots r_n > x) \\
&= 1 - \prod_{j=1}^n \Pr(r_j > x) \\
&= 1 - \prod_{j=1}^n [1 - \Pr(r_j \leq x)] \\
&= 1 - \prod_{j=1}^n [1 - F(x)] \text{ (dengan distribusi umum)} \\
&= 1 - [1 - F(x)]^n \tag{2.1}
\end{aligned}$$

dalam praktek, fungsi distribusi kumulatif $F(x)$ dari $r_{(1)}$, tidak diketahui sebab itu $F_{n,1}(x)$ *generated* menjadi $F_{n,1}(x) \rightarrow 0$ jika $x \leq 1$ dan $F_{n,1}(x) \rightarrow 1$ jika $x > 1$ karena n menuju tak hingga. Teori *extreme value* memiliki dua parameter $\{\beta_n\}$ dan $\{\alpha_n\}$, di mana $\alpha_n > 0$, distribusi $r_{(1^*)} \equiv (r_{(1)} - \beta_n)/\alpha_n$ konvergen pada distribusi *nongenerated* dengan n menuju tak hingga. Barisan $\{\beta_n\}$ faktor lokasi dan $\{\alpha_n\}$ faktor skala. Berdasarkan pada asumsi, distribusi batas dinormalkan minimum $r_{(1^*)}$ adalah

$$F_*(x) = \begin{cases} 1 - \exp[-(1+kx)^{\frac{1}{k}}] & \text{jika } k \neq 0 \\ 1 - \exp[-\exp(x)] & \text{jika } k = 0 \end{cases} \tag{2.2}$$

untuk $x < -1/k$ jika $k < 0$ dan $x > -1/k$ jika $k > 0$ di mana tanda * menyatakan minimum. Kasus $k = 0$ diambil sebagai batas jika $k \rightarrow 0$. Parameter k menyatakan *shape parameter* yang mempengaruhi perilaku *tail* distribusi batas. Parameter $\alpha = -1/k$ disebut *tail index* distribusi (Tsay, 2005; Hota, Lucas & Palaro, 1999).

Distribusi batas dalam persamaan (2.2) adalah distribusi *general extreme value* (GEV) oleh Jenkinson (1955) untuk minimum. Tiga tipe distribusi batas oleh Gneenko (1943):

- Tipe I: $k = 0$, famili Gumbel. CDF adalah

$$F_*(x) = 1 - \exp[-\exp(x)], \quad -\infty < x < \infty \tag{2.3}$$

- Tipe II: $k < 0$, famili Frechet. CDF adalah

$$F_*(x) = \begin{cases} 1 - \exp[-(1+kx)^{\frac{1}{k}}] & \text{jika } x < -\frac{1}{k} \\ 1 & \text{jika lainnya} \end{cases} \quad (2.4)$$

- Tipe III : $k > 0$, famili Weibull. CDF adalah

$$F_*(x) = \begin{cases} 1 - \exp[-(1+kx)^{\frac{1}{k}}] & \text{jika } x > -\frac{1}{k} \\ 0 & \text{jika lainnya} \end{cases} \quad (2.5)$$

Fungsi densitas probabilitas (pdf) dari distribusi batas umum persamaan (2.2) dapat dengan mudah diperoleh dengan persamaan diferensial, hasilnya adalah:

$$f_*(x) = \begin{cases} (1+kx)^{\frac{1}{k}-1} \exp[-(1+kx)^{\frac{1}{k}}] & \text{jika } k \neq 0 \\ \exp[x - \exp(x)] & \text{jika } k = 0 \end{cases} \quad (2.6)$$

di mana $-\infty < x < \infty$ untuk $k = 0$, $x < -1/k$ untuk $k < 0$, dan $x > -1/k$ untuk $k > 0$.

2.2 Metode Estimasi

Terdapat banyak metode untuk estimasi parameter model *extreme value*, dalam paper ini hanya akan dibahas dua metode saja, yaitu Metode Maksimum Likelihood dan Metode Regresi.

2.2.1 Metoda Maksimum Likelihood

Asumsikan bahwa sub-periode minimum $\{r_{n,i}\}$ terdistribusi *extreme value* sehingga pdf dari $x_i = (r_{n,i} - \beta_n) / \alpha_n$ diberikan persamaan (2.6), dapat ditetapkan pdf dari $\{r_{n,i}\}$ oleh transformasi seperti berikut:

$$f(r_{n,i}) = \begin{cases} \frac{1}{\alpha_n} \left(1 + \frac{k_n(r_{n,i} - \beta_n)}{\alpha_n}\right)^{\frac{1}{k}-1} \exp\left[-\left(1 + \frac{k_n(r_{n,i} - \beta_n)}{\alpha_n}\right)^{\frac{1}{k}}\right] & \text{jika } k_n \neq 0 \\ \frac{1}{\alpha_n} \exp\left[\frac{r_{n,i} - \beta_n}{\alpha_n} - \exp\left(\frac{r_{n,i} - \beta_n}{\alpha_n}\right)\right] & \text{jika } k_n = 0 \end{cases} \quad (2.7)$$

perlu dimengerti bahwa $1 + k_n(r_{n,i} - \beta_n) / \alpha_n > 0$ jika $k_n \neq 0$. Indeks n pada parameter k dimaksudkan bahwa estimasinya bergantung pilihan dari n . Sesuai asumsi bebas, fungsi likelihood dari sub-periode minimum adalah:

$$L(r_{n,1}, \dots, r_{n,g} | k_n, \alpha_n, \beta_n) = \prod_{i=1}^g f(r_{n,i}) \quad (2.8)$$

Prosedur estimasi nonlinier dapat digunakan untuk menetapkan estimasi maksimum likelihood dari k_n, β_n , dan α_n . Estimasi ini tidak bias, secara asimtotis

normal, dan variansi minimum di bawah asumsi layak (Tsay, 2005; Hota, Lucas & Palaro, 1999).

2.2.2 Metoda Regresi

Mengasumsikan bahwa $\{r_{n,i}\}_{i=1}^g$ merupakan sampel acak terdistribusi *general extreme value* (GEV) dalam persamaan (2.6) dan menggunakan sifat statistikurut. Statistikurut dari sub-periode minimum $\{r_{n,i}\}_{i=1}^g$ sebagai:

$$r_{n(1)} \leq r_{n(2)} \leq \dots \leq r_{n(g)} \quad (2.9)$$

Dengan menggunakan sifat statistikurut, diperoleh:

$$E\{F_*[r_{n(i)}]\} = \frac{i}{g+1}, \quad i = 1, \dots, g \quad (2.10)$$

Agar lebih sederhana, dipisahkan menjadi dua kasus yang bergantung pada nilai k . *Pertama*, untuk $k \neq 0$. Dari persamaan (2.6), didapatkan:

$$F_*[r_{n(i)}] = 1 - \exp\left[-\left(1 + k_n \frac{r_{n(i)} - \beta_n}{\alpha_n}\right)^{\frac{1}{k}}\right] \quad (2.11)$$

Gunakan persamaan (2.10) dan (2.11) dan estimasi ekspektasi dengan nilai penelitian, diperoleh:

$$\frac{i}{g+1} = 1 - \exp\left[-\left(1 + k_n \frac{r_{n(i)} - \beta_n}{\alpha_n}\right)^{\frac{1}{k}}\right] \quad (2.12)$$

Sehingga,

$$\exp\left[-\left(1 + k_n \frac{r_{n(i)} - \beta_n}{\alpha_n}\right)^{\frac{1}{k}}\right] = 1 - \frac{i}{g+1} = \frac{g+1-i}{g+1}, \quad i = 1, \dots, g \quad (2.13)$$

Dengan menggunakan logaritma natural untuk yang kedua kalinya persamaan utamanya:

$$\ln\left[-\ln\left(\frac{g+1-i}{g+1}\right)\right] = \frac{1}{k_n} \ln\left(1 + k_n \frac{r_{n(i)} - \beta_n}{\alpha_n}\right), \quad i = 1, \dots, g \quad (2.14)$$

Asumsikan deret $\{e_t\}$ tidak berkorelasi, dan tetapkan regresi:

$$\ln\left[-\ln\left(\frac{g+1-i}{g+1}\right)\right] = \frac{1}{k_n} \ln\left(1 + k_n \frac{r_{n(i)} - \beta_n}{\alpha_n}\right) + e_t \quad i = 1, \dots, g \quad (2.15)$$

Estimasi kuadrat terkecil dari $k_n, \beta_n,$ dan α_n dapat dilakukan dengan meminimumkan jumlah kuadrat e_i .

Kedua, untuk $k_n = 0$, regresinya menjadi :

$$\ln \left[-\ln \left(\frac{g+1-i}{g+1} \right) \right] = \frac{1}{\alpha_n} r_{n(i)} - \frac{\beta_n}{\alpha_n} + e_i, \quad i = 1, \dots, g \quad (2.16)$$

Estimasi kuadrat terkecil konsisten tetapi kurang efisien dibandingkan estimasi likelihood (Tsay, 2005; Hota, Lucas & Palaro, 1999).

2.3 Pendekatan *Extreme Value* pada VaR

Bagian ini dapat dibagi menjadi dua bagian. Bagian pertama berhubungan dengan estimasi parameter, dan bagian kedua perhitungan VaR dengan menggunakan hubungan antara probabilitas suku bunga gabungan dengan perbedaan interval waktu.

BAGIAN I

Asumsikan ada T observasi pengembalian aset yang tersedia pada periode sampel. Periode sampel dapat dipartisi menjadi g kelompok yang tidak *overlapping* sub-periode sepanjang n sehingga $T = ng$. Jika $T = ng + m$ dengan $1 \leq m < n$. Kemudian dapat dihapus observasi m yang pertama dari sampel. Teori *extreme value* yang dibahas sebelumnya memungkinkan kita untuk menentukan penaksiran lokasi, skala, dan parameter, β_n, α_n, k_n untuk sub-periode minimum $\{r_{n,i}\}$. Lakukan estimasi metode maksimum likelihood pada CDF pada persamaan (2.6) dengan $x = (r - \beta_n) / \alpha_n$, didapat kuantil probabilitas yang diberikan pada distribusi *extreme value*.

Anggap p^* adalah peluang kecil menunjukkan kerugian yang mungkin terjadi dan r_n^* adalah kuantil ke- p^* dari sub-periode minimum di bawah batas distribusi *extreme value*. Kemudian terdapat rumus:

$$p^* = \begin{cases} 1 - \exp \left[- \left(1 + \frac{k_n (r_n^* - \beta_n)}{\alpha_n} \right)^{\frac{1}{k}} \right] & \text{jika } k_n \neq 0 \\ 1 - \exp \left[- \exp \left(\frac{r_n^* - \beta_n}{\alpha_n} \right) \right] & \text{jika } k_n = 0 \end{cases} \quad (2.17)$$

di mana $1 + k_n (r_n^* - \beta_n) / \alpha_n > 0$ untuk $k \neq 0$, sehingga persamaan ini ditulis menjadi (Tsay, 2005):

$$\ln(1 - p^*) = \begin{cases} -\left(1 + \frac{k_n(r_n^* - \beta_n)}{\alpha_n}\right) & \text{jika } k_n \neq 0 \\ -\exp\left(\frac{r_n^* - \beta_n}{\alpha_n}\right) & \text{jika } k_n = 0 \end{cases} \quad (2.18)$$

dan dapatkan kuantil:

$$r_n^* = \begin{cases} \beta_n - \frac{\alpha_n}{k_n} \left\{1 - [-\ln(1 - p^*)]^{k_n}\right\} & \text{jika } k_n \neq 0 \\ \beta_n + \alpha_n \ln[-\ln(1 - p^*)] & \text{jika } k_n = 0 \end{cases} \quad (2.19)$$

BAGIAN II

Untuk probabilitas p^* lebih kecil, kuantil r_n^* dari persamaan (2.19) sebagai dasar perhitungan VaR pada teori *extreme value* sub-periode minimum. Langkah selanjutnya menuliskan hubungan antara sub-periode minimum dan urutan pengembalian r_t . Karena sebagian besar pengembalian aset tidak berhubungan secara berurutan, sehingga dapat dinyatakan :

$$p^* = P(r_{n,i} \leq r_n^*) = 1 - [1 - P(r_t \leq r_n^*)]^n \quad (2.20)$$

atau ekuivalen dengan :

$$1 - p^* = [1 - P(r_t \leq r_n^*)]^n \quad (2.21)$$

Hubungan antara probabilitas ini memungkinkan mendapatkan VaR untuk pengembalian aset yang sesungguhnya. Lebih tepatnya, untuk kemungkinan menetapkan probabilitas bawah kecil p , kuantil $ke - p$ dari r_t adalah r_n^* jika probabilitas p^* dipilih berdasarkan persamaan (2.21) di mana $p = P(r_t \leq r_n^*)$.

Sehingga, untuk probabilitas bawah kecil p , VaR saham sepanjang posisi dalam aset pokok log pengembalian r_t adalah (Tsay, 2005):

$$VaR = \begin{cases} \beta_n - \frac{\alpha_n}{k_n} \{1 - [-n \ln(1 - p)]^{k_n}\} & \text{jika } k_n \neq 0 \\ \beta_n + \alpha_n \ln[-n \ln(1 - p)] & \text{jika } k_n = 0 \end{cases} \quad (2.22)$$

Langkah-langkah perhitungan VaR dengan teori *extreme value* adalah :

- (i) Pilih panjang sub-periode n dan tentukan sub-periode minimum $\{r_{n,i}\}$, $i = 1, \dots, g$, di mana $g = [T/n]$.

- (ii) Tentukan β_n , α_n , dan k_n dengan metode maksimum likelihood.
- (iii) Pilihlah model *extreme value* yang cocok berdasarkan uji kecocokan.
- (iv) Jika model sudah bagus, gunakan persamaan (2.22) untuk menghitung VaR

3. ANALISIS KASUS

Data yang digunakan dalam paper ini harga penutupan saham PT. BATA dan PT. ASTRA INTERNASIONAL (ASII), masing-masing sebanyak 460 data transaksi harian. Kemudian untuk keperluan perhitungan lebih lanjut, data saham tersebut ditransformasi menjadi data log pengembalian saham dengan persamaan $R_i = \ln(P_i / P_{i-1})$, sehingga diperoleh data log pengembalian saham berukuran 459.

3.1 Estimasi VaR Aset Tunggal

Akan ditentukan *VaR* selama satu hari ke depan dengan tingkat kefidensi sebesar 95%, jika seorang investor ingin menanamkan sahamnya sebesar Rp 20.000.000 pada salah satu perusahaan yaitu BATA dan ASII.

Tahapan dalam menaksir *VaR* dengan distribusi *extreme value* dengan tingkat kefidensi 95% pada saham aset tunggal adalah sebagai berikut:

- (i) Dari 459 data log pengembalian tersebut ditentukan panjang periode $n = 21$, sehingga diperoleh subperiod $g = 459 / 21 = 21$.
- (ii) Untuk mencari nilai α_n, β_n digunakan metode estimasi *maximum likelihood* dengan menggunakan software MINITAB 14

- Untuk saham BATA

Parameter Estimates		Standard Error	95.0% Normal CI	
Parameter	Estimate		Lower	Upper
Location	0.0113085	0.0022711	0.0068573	0.0157598
Scale	0.0459157	0.0009961	0.0440042	0.0479101

Uji distribusi *extreme value*

Goodness-of-Fit	Anderson-Darling
Distribution	(adj)
Smallest Extreme Value	96.002

Berdasarkan nilai Anderson-Darling sebesar 96.002, data log pengembalian BATA cukup memadai sebagai terdistribusi *extreme value*. Berarti untuk BATA nilai estimator α_n (*scale*) = 0,0459157 dan β_n (*location*) = 0,0113085.

• Untuk saham ASII

Parameter Estimates

Parameter	Estimate	Standard Error	95.0% Normal CI	
			Lower	Upper
Location	0.0070981	0.0006741	0.0057770	0.0084193
Scale	0.0135789	0.0003974	0.0128218	0.0143806

Uji distribusi *extreme value*

Goodness-of-Fit

Distribution	Anderson-Darling (adj)
Smallest Extreme Value	32.354

Dengan nilai Anderson-Darling sebesar 32.354, data log pengembalian ASII cukup memadai sebagai terdistribusi *extreme value*. Berarti untuk ASII nilai estimator $\alpha_n(\text{scale}) = 0,0135789$ dan $\beta_n(\text{location}) = 0,0070981$.

(iii) Nilai k_n diperoleh dari rumus $k_n = \frac{1}{a}$, di mana a adalah *tail index* yang diestimasi

dengan langkah-langkah sebagai berikut:

- Dengan menggunakan bantuan software MINITAB 14 akan dibuat plot garis lurus dari titik-titik $\left\{ \ln(-R_{(k)}), \ln(k/n) \right\}_{k=1}^b$, dari 459 data log pengembalian kedua perusahaan tersebut. Nilai b bervariasi yaitu 5% dan 10% dari 459 data log pengembalian.
- Setiap plot garis lurus dari berbagai nilai m akan menghasilkan model regresi linier dengan kemiringan garis (*slope*) yang bervariasi.
- Model regresi linier yang dipilih adalah model yang menghasilkan koefisien determinasi yang paling besar.
- Minus kemiringan garis (*slope*) dari model regresi linier yang dipilih merupakan hasil penaksiran *tail index* a yang akan digunakan.

Pada pengolahan 459 data log pengembalian BATA dan ASII, b yang digunakan adalah 5% dan 10% dari 459 data log pengembalian. Untuk kedua pengembalian BATA dan ASII koefisien determinasi yang paling besar masing-masing yaitu 95.4 % dan 99 %. Keduanya dihasilkan oleh $b = 5\% \times 459$ data log return. Persamaan regresi linier masing-masing adalah :

$$\ln(k/n)_{BATA} = -7.59 - 0.982 \ln(-R_k)_{BATA}$$

$$\ln(k/n)_{ASII} = -13.5 - 2.49 \ln(-R_k)_{ASII}$$

Minus *slope* dua persamaan di atas yaitu : 0.982 dan 2.49 merupakan *tail index* (a) sehingga nilai $k_{(n)}$ untuk kedua saham masing-masing -1.01832994 dan -0.4016064 yang akan digunakan pada tahap selanjutnya.

- (iv) Tahap selanjutnya adalah memasukkan nilai-nilai parameter $\alpha_{(n)}$, $\beta_{(n)}$, dan $k_{(n)}$ ke dalam persamaan (2.22) sehingga diperoleh estimator VaR untuk masing-masing saham BATA dan ASII sebagai berikut

$$\begin{aligned} VaR_{BATA} &= 0.00113085 - \frac{0.0459157}{1.01832994} \{1 - [-21 \times \ln(1 - 0.05)]^{1.01832994}\} \\ &= Rp.297.075,25 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} VaR_{ASII} &= 0.0070981 - \frac{0.0135789}{-0.4016064} \{1 - [-21 \times \ln(1 - 0.05)]^{-0.4016064}\} \\ &= Rp.162.451,92 \end{aligned}$$

3.2 Estimas VaR Portofolio

Pertama, menentukan pengembalian portofolio (R_{Port}) adalah merupakan penjumlahan log pengembalian BATA dengan log pengembalian ASII dengan rumus $R_{i(Port)} = wR_{i(BATA)} + (1-w)R_{i(ASII)}$ di mana w bobot alokasi dana. Dalam paper ini $w = 0,4$ ditentukan dengan coba-coba (*trial and error*) yang menghasil variansi terkecil pada R_{Port} .

Selanjutnya, dengan menerapkan tahapan estimasi VaR untuk aset tunggal pada data pengembalian portofolio diperoleh nilai estimator α_n (*scale*) = 0,039431 dan nilai β_n (*location*) = 0,010547. Persamaan regresi linier untuk pengembalian portofolio adalah :

$$\ln(k/n)_{Port} = -8.52 - 1.25 \ln(-R_k)_{Port}$$

Minus slope persamaan di atas yaitu 1.25 merupakan *tail index* (a) sehingga nilai $k_{(n)}$ adalah 0.8 yang akan digunakan untuk estimasi VaR. Dengan memasukkan nilai-nilai parameter $\alpha_{(n)}$, $\beta_{(n)}$, dan $k_{(n)}$ ke dalam persamaan (3.10) diperoleh estimator VaR sebagai berikut :

$$\begin{aligned}
VaR_{Port} &= 0.010547 - \frac{0.039431}{0.8} \{1 - [-21 \times \ln(1 - 0.05)]^{0.8}\} \\
&= Rp.271.324,13
\end{aligned}$$

4. SIMPULAN DAN SARAN

Dari pembahasan di atas akhirnya dapat diambil simpulan dan saran bagi peneliti lain yang berminat untuk meneliti lebih lanjut sebagai berikut.

4.1 Simpulan

Data log pengembalian saham BATA dan log pengembalian saham ASII masing-masing cukup memadai sebagai terdistribusi *extreme value*. Demikian pula data pengembalian portofolio juga cukup memadai sebagai terdistribusi *extreme value*. Dengan tingkat konfidensi 95% dan dengan asumsi investasi awal sebesar Rp 20.000.000,00 masing-masing diperoleh $VaR_{BATA} = Rp297.075,25$; $VaR_{ASII} = Rp162.451,92$ dan $VaR_{Port} = Rp271.324,13$. Sehingga dengan portofolio investasi dapat menurunkan tingkat risiko yang dihadapi.

4.2 Saran

Estimasi *VaR* dalam paper ini diasumsikan data log pengembalian saham terdistribusi *extreme value*, dan estimasi bobot portofolio dilakukan dengan *trial and error*. Untuk penelitian lebih lanjut data log pengembalian saham dapat diestimasi dengan distribusi yang lain, dan estimasi bobot portofolio dapat dilakukan dengan metode optimisasi.

DAFTAR PUSTAKA

- Alexander, C. (Editor). (1999). *Risk Management and Analysis*. Volume 1 : Measuring and Modelling Financial Risk. New York : John Wiley & Sons Inc.
- Dowd, K. (2002). *An Introduction to Market Risk Measurement*. United State American : John Wiley & Sons Inc.
- Hota, L.K., Lucas, E.C. & Palaro, H.P. (1999). Estimation of VaR Using Copula and Extreme Value Theory. *Paper on Line*. Download 6 Oktober 2008.
- Ruppert, D. (2004). *Statistics and Finanace an Introduction*. New York: Springer.
- Tsay, R. S. (2005). *Analysis of Financial Time Series. Second Edition*. Hoboken, New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.