

## ESTIMASI VOLATILITY ( $\sigma$ ) DARI MODEL AR( $p$ ) MENGUNAKAN METODE MARKOV CHAIN MONTE CARLO (MCMC)

Radite Astana Murti<sup>1)</sup>, Bambang Susanto<sup>2)</sup>, dan Hanna Arini Parhusip<sup>3)</sup>

<sup>1)</sup>Mahasiswa Program Studi Matematika

<sup>2) 3)</sup>Dosen Program Studi Matematika

email:<sup>1)</sup>[raditeastana@gmail.com](mailto:raditeastana@gmail.com) <sup>2)</sup>[bsusanto5@gmail.com](mailto:bsusanto5@gmail.com) <sup>3)</sup>[hannaariniparhusip@yahoo.co.id](mailto:hannaariniparhusip@yahoo.co.id)

Fakultas Sains dan Matematika

Universitas Kristen Satya Wacana

Jl. Diponegoro 52-60 Salatiga 50711

### PENDAHULUAN

Saham adalah satuan nilai dalam instrumen finansial yang mengacu pada bagian kepemilikan sebuah perusahaan. Investasi dalam bentuk saham banyak dipilih para investor karena saham mampu memberikan keuntungan yang menarik. Harga saham mengalami perubahan naik turun dari satu waktu ke waktu yang lain. Perubahan harga saham tergantung pada tinggi rendahnya permintaan dan penawaran. Apabila suatu saham mengalami kelebihan permintaan, maka harga saham akan naik. Sebaliknya, apabila kelebihan penawaran, maka harga saham akan turun (*web1*). Volatility saham merupakan standart deviasi untuk perubahan harga saham, (*web 2*) dengan volatility investor dapat mengetahui perubahan harga saham. Dan dengan mengetahui harga saham, investor dapat menentukan, kapan menjual, membeli atau menahan investasinya. Estimasi volatility, dilakukan menggunakan Markov

Chain Monte Carlo (MCMC) dengan model AR( $p$ ) untuk return harga saham. Data yang digunakan dari PT. Bank Rakyat Indonesia "BRI" yang diunduh dari [website yahoo finance](http://www.yahoo.com/finance).

### DASAR TEORI MODEL HARGA SAHAM

Model harga saham dipengaruhi oleh keadaan saham pada waktu lalu yang berpengaruh pada harga saham saat ini dan respon saham terhadap informasi baru tentang saham. Berdasarkan pengaruh ini dapat diartikan perubahan harga saham mengikuti proses rantai Markov. Proses rantai Markov merupakan proses stokastik dimana harga saham saat ini berpengaruh untuk memprediksi harga yang akan datang. Perubahan harga saham dikenal sebagai *return*. (*Shandy, 2012*)

Pada makalah ini return harga saham dimodelkan sebagai Logaritma dari harga

saham penutupan pada saat ke- $t$  " $S_t$ ". Bentuk Return :

$$R_t = \ln \frac{S_t}{S_{t-1}}, \quad t = 1, 2, \dots, T \tag{1}$$

Dengan  $T$  = Saat pengambilan terakhir data "Harga Saham Penutupan" (Tsay,2010)

Karena pergerakan harga saham tidak dapat diprediksi. Maka diperlukan model agar pergerakan harga saham dapat diprediksi. Selanjutnya akan dijelaskan tentang model Autoregressive ( $p$ ).

**Model Autoregressive ( $p$ ) "AR ( $p$ )"**

Model (AR) autoregressive adalah suatu model yang sering digunakan untuk memprediksi output dari sebuah system yang didasarkan pada output sebelumnya. (web 3) Bentuk umum model autoregressive ( $p$ ) sebagai berikut:

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \dots + \alpha_p R_{t-p} + \varepsilon_t \tag{2}$$

$\alpha_i$  adalah parameter dari model, dan  $\varepsilon_t$  adalah white noise. (Tsay,2010)

**Menentukan nilai ( $p$ )**

Terdapat beberapa pendekatan umum yang tersedia untuk menentukan nilai  $p$ . Dalam makalah ini digunakan pendekatan informasi kriteria. Khususnya Akaike Information Criterion (AIC). Pendekatan informasi kriteria berdasarkan likelihood. sbb:

$$AIC = -\frac{2}{T} \ln(\text{likelihood}) + \frac{2}{T} \cdot (\text{banyak parameter}) \tag{3}$$

dimana fungsi likelihood dievaluasi dengan estimasi maksimum likelihood dan  $T$  adalah ukuran sampel. Selanjutnya nilai  $p$  dipilih yang memberikan nilai AIC terkecil. (Tsay,2010)

**Menentukan nilai awal parameter  $\alpha$  dan  $\sigma$**

Nilai awal parameter ditentukan dari model return harian AR( $p$ ) menggunakan fungsi kuadrat terkecil. Fungsi sebagai berikut :

$$\min S_t = \sum [Y_t - (\alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1,t} + \dots + \alpha_p R_{t-p,t} + \sigma \varepsilon_t)]^2 \tag{4}$$

Dari persamaan (4) karena  $S_t$  diminimumkan, maka terdapat persyaratan. sebagai berikut :

$$\frac{\partial S_t}{\partial \alpha_0} = 0, \frac{\partial S_t}{\partial \alpha_1} = 0, \dots, \frac{\partial S_t}{\partial \alpha_p} = 0, \frac{\partial S_t}{\partial \sigma} = 0 \tag{5}$$

$$\begin{aligned} > 2 \sum Y_t - (\alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1,t} + \dots + \alpha_p R_{t-p,t} + \sigma \varepsilon_t) \cdot (-1) \\ \alpha_0 \sum R_{t-1,t} + \alpha_1 \sum R_{t-2,t} + \alpha_2 \sum R_{t-3,t} + \dots + \alpha_p \sum R_{t-p,t} + \sigma \sum \varepsilon_t = \sum Y_t \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} > 2 \sum Y_t - (\alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1,t} + \dots + \alpha_p R_{t-p,t} + \sigma \varepsilon_t) \cdot (-R_{t-1,t}) \\ \alpha_0 \sum R_{t-1,t} + \alpha_1 \sum R_{t-2,t} R_{t-1,t} + \alpha_2 \sum R_{t-3,t} R_{t-1,t} + \dots + \alpha_p \sum R_{t-p,t} R_{t-1,t} + \sigma \sum \varepsilon_t R_{t-1,t} = \sum Y_t R_{t-1,t} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} > 2 \sum Y_t - (\alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1,t} + \dots + \alpha_p R_{t-p,t} + \sigma \varepsilon_t) \cdot (-R_{t-2,t}) \\ \alpha_0 \sum R_{t-2,t} + \alpha_1 \sum R_{t-3,t} R_{t-2,t} + \alpha_2 \sum R_{t-4,t} R_{t-2,t} + \dots + \alpha_p \sum R_{t-p,t} R_{t-2,t} + \sigma \sum \varepsilon_t R_{t-2,t} = \sum Y_t R_{t-2,t} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} > 2 \sum Y_t - (\alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1,t} + \dots + \alpha_p R_{t-p,t} + \sigma \varepsilon_t) \cdot (-\varepsilon_t) \\ \alpha_0 \sum \varepsilon_t + \alpha_1 \sum R_{t-1,t} \varepsilon_t + \alpha_2 \sum R_{t-2,t} \varepsilon_t + \dots + \alpha_p \sum R_{t-p,t} \varepsilon_t + \sigma \sum \varepsilon_t \varepsilon_t = \sum Y_t \varepsilon_t \end{aligned}$$

$$\begin{bmatrix} \sum Y_t & \sum R_{t-1,t} & \sum R_{t-2,t} & \dots & \sum \varepsilon_t \\ \sum R_{t-1,t} & \sum R_{t-1,t}^2 & \sum R_{t-1,t} R_{t-2,t} & \dots & \sum \varepsilon_t R_{t-1,t} \\ \sum R_{t-2,t} & \sum R_{t-1,t} R_{t-2,t} & \sum R_{t-2,t}^2 & \dots & \sum \varepsilon_t R_{t-2,t} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sum \varepsilon_t & \sum R_{t-1,t} \varepsilon_t & \sum R_{t-2,t} \varepsilon_t & \dots & \sum \varepsilon_t^2 \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} \alpha_0 \\ \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \dots \\ \alpha_p \\ \sigma \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sum Y_t \\ \sum Y_t R_{t-1,t} \\ \sum Y_t R_{t-2,t} \\ \dots \\ \sum Y_t \varepsilon_t \end{bmatrix}$$

Setelah nilai awal parameter yang akan diestimasi diperoleh. Estimasi dilakukan dengan metode Markov Chain Monte Carlo (MCMC).

**Metode Markov Chain Monte Carlo (MCMC)**

Markov Chain Monte Carlo digunakan untuk menghasilkan sampel titik yang ditetapkan oleh distribusi posterior gabungan. Secara umum untuk menghitung distribusi posterior gabungan melibatkan gabungan distribusi prior untuk parameter-

parameter yang belum diketahui, dan sulit untuk dipecahkan. Namun, dengan menggunakan distribusi posterior bersyarat, untuk parameter yang belum diketahui dapat diestimasi dengan mudah. (William,2009)

**Model Bayesian**

Dalam pendekatan Bayesian. Parameter yang akan diestimasi harus memiliki distribusi. Distribusi ini disebut distribusi prior. Distribusi prior biasanya ditentukan oleh para ahli atau ditentukan oleh peneliti (Koop,2003). Berikut distribusi prior untuk setiap parameter yang akan diestimasi :

$$P(\alpha) \sim N(m_\alpha, s_\alpha^2), P(h) \sim G(a, b), \text{ dan } P(R|\alpha, h) \sim N(\alpha; h)$$

Dengan  $m_\alpha, s_\alpha^2, a, b$  adalah penggerak parameter prior dan  $h = \sigma^{-2}$ .  $P(R|\alpha, h) \sim N$  karena  $P(R|\alpha, h)$  adalah “likelihood” dari  $R_t$ ,  $R_t$  berdistribusi normal karena pada model AR(p) terdapat  $\varepsilon_t \sim N(0,1)$  maka  $\alpha = [\alpha_0, \alpha_1 R_{t-1}, \dots, \alpha_p R_{t-p}]$  dan  $h = \sigma^{-2}$ . Distribusi prior diatas diasumsikan independen satu sama lain.

**Gibbs Sampling**

Gibbs Sampling adalah prosedur dimana nilai baru atau nilai awal dari parameter yang akan diestimasi digunakan untuk menghasilkan nilai parameter selanjutnya. Gibbs Sampling diterapkan ketika distribusi posterior bersyarat diketahui. Distribusi posterior bersyarat digunakan untuk menghasilkan parameter acak yang dapat ditentukan mean atau rata-ratanya untuk menghasilkan integrasi Monte Carlo. Gibbs Sampling bekerja dengan mensimulasi nilai baru untuk setiap parameter selanjutnya, simulasi dilakukan dari distribusi posterior lengkap bersyarat. (William,2009)

**Penentuan Distribusi Posterior Bersyarat**

Distribusi posterior bersyarat diperoleh dari distribusi gabungan. Dimisalkan:  $R = (R_1, \dots, R_T)$ ,  $h = \sigma^{-2}$ ,  $G =$  distribusi gamma. Bentuk Distribusi Gabungan :

$$P(\alpha, h|R) = P(\alpha) \cdot P(h) \cdot P(R|\alpha, h) \\ = \prod_{j=0}^p P(\alpha_j) \cdot P(h) \cdot \prod_{t=1}^n P(R_t|\alpha, h)$$

$$= \prod_{j=0}^p \left( \frac{1}{2\pi s_j^2} \right)^{\frac{1}{2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2s_j^2} (\alpha_j - m_j)^2 \right\} \cdot (h)^{a-1} \exp\{-bh\} \\ \prod_{t=1}^n \left( \frac{h}{2\pi} \right)^{\frac{1}{2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} h (R_t - \alpha)^2 \right\} \\ = \prod_{j=0}^p \left( \frac{1}{2\pi s_j^2} \right)^{\frac{1}{2}} \exp \left\{ \sum_{j=0}^p \left( -\frac{1}{2s_j^2} \alpha_j^2 + \frac{m_j}{s_j^2} \alpha_j \right) \right\} \\ (h)^{a-1} \exp\{-bh\} \left( \frac{h}{2\pi} \right)^{\frac{n}{2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} h \sum_{t=1}^n (R_t - \alpha)^2 \right\}$$

Jika distribusi prior untuk parameter :

$$P(\alpha) \sim N(m_\alpha, s_\alpha^2) \\ P(h) \sim G(a, b) \\ P(R|\alpha, h) \sim N(\alpha; h)$$

Maka diperoleh

$$P(\alpha) \propto \exp \left\{ \sum_{j=0}^p \left( -\frac{1}{2s_j^2} \alpha_j^2 + \frac{m_j}{s_j^2} \alpha_j \right) \right\} \\ P(h) \propto h^{a-1} \exp\{-bh\} \text{ dan } \\ P(R|\alpha, h) \propto \exp \left\{ -\frac{1}{2} h (R_t - \alpha)^2 \right\}$$

Langkah 1 :  $\alpha$

$$P(\alpha_0 | h, R) \propto \exp \left\{ \sum_{j=0}^p \left( -\frac{1}{2s_j^2} \alpha_j^2 + \frac{m_j}{s_j^2} \alpha_j \right) + C_1 \right\} \\ \exp \left\{ -\frac{1}{2} h \sum_{t=1}^n (R_t - \alpha)^2 \right\} \\ = \exp \left\{ \sum_{j=0}^p \left( -\frac{1}{2s_j^2} \alpha_j^2 + \frac{m_j}{s_j^2} \alpha_j \right) + C_1 \right\} \\ \cdot \exp \left\{ -\frac{1}{2} h \sum_{t=1}^n (R_t - \alpha_0 R_{t-1})^2 + C_2 \right\} \\ = \exp \left\{ \sum_{j=0}^p -\frac{1}{2s_j^2} \alpha_j^2 + \sum_{j=1}^p \frac{m_j}{s_j^2} \alpha_j + C_1 \right\} \\ \cdot \exp \left\{ -\frac{1}{2} h \sum_{t=1}^n (R_t^2 + \alpha_0^2 R_{t-1}^2 - 2R_t \alpha_0 R_{t-1}) + C_2 \right\} \\ = \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left( \sum_{j=0}^p \frac{1}{s_j^2} + h \sum_{t=1}^n R_{t-1}^2 \right) \alpha_0^2 + \left( \sum_{j=1}^p \frac{m_j}{s_j^2} + h \sum_{t=1}^n R_t R_{t-1} \right) \alpha_0 - \frac{1}{2} h \sum_{t=1}^n R_t^2 + c \right\} \\ = \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left( \sum_{j=0}^p \frac{1}{s_j^2} + h \sum_{t=1}^n R_{t-1}^2 \right) \alpha_0^2 + \left( \sum_{j=1}^p \frac{m_j}{s_j^2} + h \sum_{t=1}^n R_t R_{t-1} \right) \alpha_0 - \frac{1}{2} h \sum_{t=1}^n R_t^2 + c \right\}$$

Diperoleh :

$$s_\alpha^2 = \left( \sum_{j=0}^p \frac{1}{s_j^2} + h \sum_{t=1}^n R_{t-1}^2 \right)^{-1} \text{ dan } \\ m_\alpha = s_\alpha^2 \cdot \left( \sum_{j=1}^p \frac{m_j}{s_j^2} + h \sum_{t=1}^n R_t R_{t-1} \right)$$

Maka :

$$P(\alpha_t | h, R) \propto (h)^{\alpha_t - 1} \exp\left\{-\frac{1}{2}h \sum_{i=1}^n (R_i - \alpha_t R_{i-1})^2\right\}$$

$$P(h | \alpha, R) \propto (h)^{\frac{n}{2} + a - 1} \exp\left\{-\frac{1}{2}h \sum_{i=1}^n (R_i - \alpha R_{i-1})^2\right\}$$

$$P(\alpha | h, R) \sim \Gamma\left(\frac{n}{2} + a, b + \frac{1}{2} \sum_{i=1}^n (R_i - \alpha R_{i-1})^2\right) \quad (7)$$

Sehingga didapat distribusi posterior bersyarat :

$$P(\alpha_t | h, R) \sim N(m, s^2)$$

$$P(h | \alpha, R) \sim G(a, b)$$

**Algoritma Gibbs Sampling**

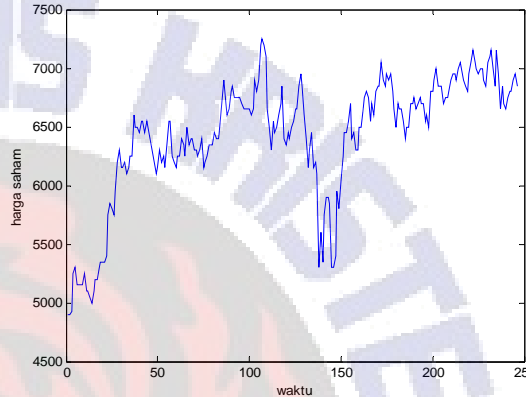
Diasumsikan  $\alpha_0^0, \dots, \alpha_p^0$  dan  $h^0$  menjadi nilai awal untuk  $\alpha_0, \dots, \alpha_p$  dan  $h$ . kemudian Gibbs Sampling berjalan berdasarkan distribusi posterior bersyarat. Sebagai berikut :

1. Menarik sampel acak  $\alpha_0^1$  dari  $P(\alpha_0 | \alpha_1^0, \dots, \alpha_p^0, h^0, R)$  kemudian
2. Menarik sampel acak  $\alpha_1^1$  dari  $P(\alpha_1 | \alpha_0^1, \alpha_2^0, \dots, \alpha_p^0, h^0, R)$  kemudian
3. Menarik sampel acak  $\alpha_p^1$  dari  $P(\alpha_p | \alpha_0^1, \alpha_1^1, \dots, \alpha_{p-1}^1, h^0, R)$  kemudian
4. Menarik sampel acak  $h^1$  dari  $P(h | \alpha^1, R)$

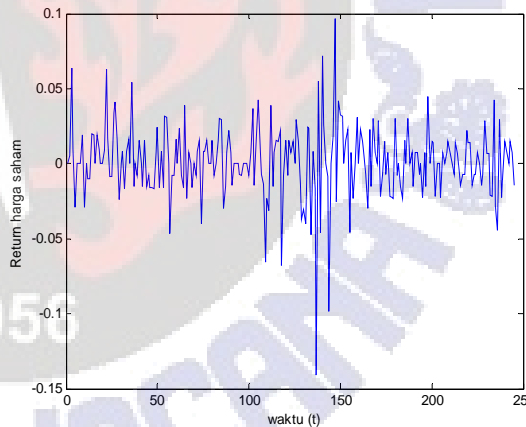
Proses ini berulang menggunakan set parameter yang sudah dihasilkan hingga menghasilkan set parameter berikutnya, hingga membentuk rantai. Rantai yang dihasilkan dari prosedur sampling dikenal sebagai rantai markov, karena setiap nilai baru yang dihasilkan untuk parameter bergantung pada parameter sebelumnya (William, 2009). Dalam Algoritma Gibbs Sampling untuk menghasilkan Gibbs Sampling dilakukan pembuangan data secara acak yang sering disebut burn-in (Nugroho, -)

**ANALISIS DAN PEMBAHASAN Menentukan Nilai (p)**

Menggunakan rumus Akaike Information Criterion (AIC) pada persamaan (3) diperoleh nilai (p) berdasarkan data saham penutupan PT Bank Rakyat Indonesia yang diambil pada tanggal 1 Maret 2011 sampai tanggal 1 Maret 2012. Data ditunjukkan oleh Gambar 1. Return dari harga saham penutupan harian PT. Bank Rakyat Indonesia. ditunjukkan Gambar 2. yang merupakan selisih dari nilai logaritma harga saham saat t dengan harga saham saat t-1.



Gambar 1. Harga Saham Penutupan PT. Bank Rakyat Indonesia



Gambar 2. Return Harga Saham

Daftar nilai p ditunjukkan pada Tabel 1.

P	0	1	2	3	4
AI	613.69	8.0376	2.7940	4.6939	5.3616
C	9	8	1	3	4

5	6	7	8	9
0	1.3	2.34	3.2248	5.03546

10	11	12
6.11155	8.39335	7.96115

Selanjutnya dipilih nilai  $p=5$  karena nilai AIC terkecil. Sehingga bentuk model AR(p) yang digunakan adalah

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_{t-1} + \alpha_2 R_{t-2} + \alpha_3 R_{t-3} + \alpha_4 R_{t-4} + \alpha_5 R_{t-5}$$

Dengan  $t = p+1 = 6$  Model AR(p) menjadi

$$R_t = \alpha_0 + \alpha_1 R_t + \alpha_2 R_t + \alpha_3 R_t + \alpha_4 R_t + \alpha_5 R_t + \sigma^2$$

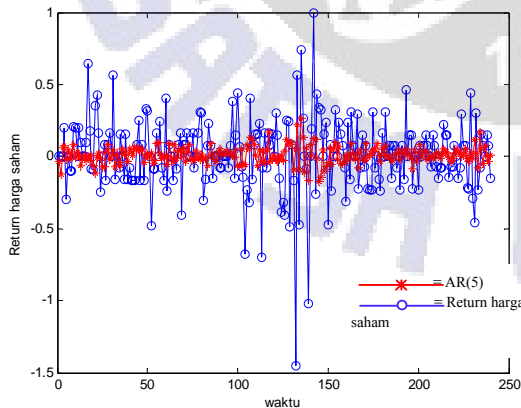
**Menentukan Nilai Awal parameter  $\alpha$  dan  $\sigma$**

Setelah didapat nilai ( $p$ ) untuk model AR(p), selanjutnya ditentukan nilai awal untuk parameter-parameter yang akan diestimasi, penentuan menggunakan fungsi kuadrat terkecil dengan nilai  $p=5$  dari persamaan (4) dan (5) diperoleh nilai awal untuk setiap parameter, yang ditunjukkan pada **Tabel 2.**

**Table 2.** Daftar nilai awal untuk setiap parameter

Parameter	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$
Nilai	0.0162	-0.0842	0.0229	-0.1015

$\alpha_4$	$\alpha_5$	$\sigma$
-0.1802	0.0615	0.0256

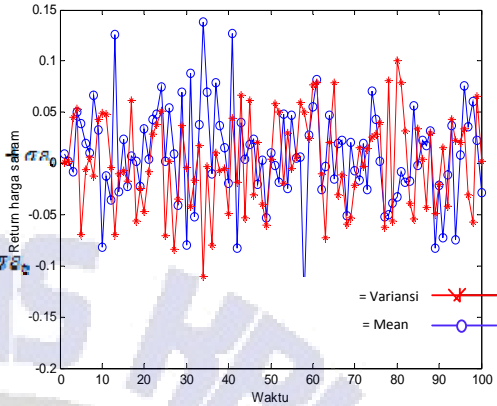


**Gambar 3.** AR(5) dan Return Harga Saham

**Estimasi Parameter**

Estimasi parameter diperoleh dari mean dan variansi dari algoritma Gibbs Sampling,

dengan  $t=0$  sampai  $t=100$  ditunjukkan **Tabel 3** dan **Gambar 4.**



**Gambar 4.** Mean dan Variansi Gibbs Sampling.

**Tabel 3.** Daftar estimasi untuk setiap parameter pada Mean dan Variansi

Parameter	$\alpha_0$	$\alpha_1$	$\alpha_2$	$\alpha_3$
Mean	0.008	-0.0083	0.0053	-0.012
Variansi	0.002	0.0029	0.0043	0.0033

$\alpha_4$	$\alpha_5$	$\sigma^2$
-0.0158	-0.0038	0.9901
0.0029	0.0043	0.01

Hasil parameter yang diperoleh dari Gibbs Samling di pengaruhi oleh nilai awal parameter dan input nilai parameter distribusi prior. Se jauh ini parameter yang diperoleh belum dijamin baik tidaknya. Karena belum dilakukan Uji untuk parameter yang diperoleh.

**KESIMPULAN**

Pada makalah ini telah dijelaskan bagaimana melakukan estimasi parameter  $\alpha$  dan  $\sigma$  (volatility) dengan menggunakan data harga saham penutupan harian dari PT. Bank Rakyat Indonesia BRI. pada tanggal 1 Maret 2011 sampai 1 Maret 2012. Metode yang digunakan adalah Metode Markov Chain Monte Carlo dengan pendekatan Gibbs Sampling. Diperoleh hasil Mean dan Variansi dari setiap pamaneter  $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3, \alpha_4, \alpha_5$  dan  $\sigma^2$ . Hasil ini dipengaruhi oleh model Return yang digunakan dan nilai awal untuk setiap

parameter pada model, serta parameter dari distribusi prior. Untuk paper selanjutnya akan dibahas tentang Uji parameter untuk hasil Gibbs Sampling.

#### UCAPAN TERIMA KASIH

Terima kasih ditujukan kepada :  
Didit Budi Nugroho untuk informasi literatur,  
bimbingan tentang makalah ini.

#### DAFTAR PUSTAKA

William, B. J., 2009, *MCMC Estimation in MLwiN versi 2.24*. Bristol : University of Bristol.

Koop , G., 2003, *Bayesian Econometrics*, Department of Economics, University of Glasgow.

Nugroho, D. B, Morimoto, T. 2008. *Comparison of Griddy Gibbs and Metropolis-Hastings Sampler for Estimation of the Standard LNSV*. Department of Mathematical Sciences, Kwansai Gakuin University.

Nugroho, D. B, *Gibbs Sampler for A Sample from A Single Population*, \_.

Sandhy, K. A. 2012. *Perhitungan Harga Opsi Eropa menggunakan Metode Gerak Brown Geometri*, Skripsi. Fakultas Sains dan Matematika. Universitas Kristen Satya Wacana.

Tsay, Ruey S. 2010, *Analysis od financial Time Series*. Chicago : The University of Chicago.

#### PUSTAKA WEB

Web 1 :  
Saham <http://id.wikipedia.org/wiki/saham>  
(diakses pada 15 Juni 2012)

Web 2 :  
Volatility  
<http://id.wikipedia.org/wiki/volatility> (diakses pada 15 Juni 2012)

Web 3 :  
Autoregressive  
<http://id.wikipedia.org/wiki/Autoregressive>  
(diakses pada 2 Juli 2012)

