

**PEMODELAN  
MULTIPLE THRESHOLD AUTOREGRESSIVE (MTAR)  
(Studi Kasus Data Harga Saham BNI dan Kurs Jual EURO)**

**SKRIPSI**

oleh :  
**FIDYA VERNASTUTINING TYAS**  
0510950027-95



**UNIVERSITAS BRAWIJAYA**

**PROGRAM STUDI STATISTIKA  
JURUSAN MATEMATIKA  
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM  
UNIVERSITAS BRAWIJAYA  
MALANG  
2009**

**PEMODELAN  
MULTIPLE THRESHOLD AUTOREGRESSIVE (MTAR)  
(Studi Kasus Data Harga Saham BNI dan Kurs Jual EURO)**

**SKRIPSI**

Sebagai salah satu syarat untuk memperoleh gelar  
Sarjana Sains dalam bidang Statistika

oleh :  
**FIDYA VERNASTUTINING TYAS**  
0510950027-95



**PROGRAM STUDI STATISTIKA  
JURUSAN MATEMATIKA  
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM  
UNIVERSITAS BRAWIJAYA  
MALANG  
2009**

**LEMBAR PENGESAHAN SKRIPSI**

**PEMODELAN**

***MULTIPLE THRESHOLD AUTOREGRESSIVE (MTAR)***

**(Studi Kasus Data Harga Saham BNI dan Kurs Jual EURO)**

**Oleh :**

**FIDYA VERNASTUTINING TYAS**

**0510950027-95**

**Setelah dipertahankan di depan Majelis Penguji  
pada tanggal 7 Mei 2009  
dan dinyatakan memenuhi syarat untuk memperoleh gelar  
Sarjana Sains dalam bidang Statistika**

**Pembimbing I**

**Pembimbing II**

**Ir. Heni Kusdarwati, MS.**

**NIP. 131 652 676**

**Adji Achmad R. F, SSi MSc.**

**NIP. 132 311 764**

**Mengetahui,  
Ketua Jurusan Matematika  
Fakultas MIPA Universitas Brawijaya**

**Dr. Agus Suryanto, MSc.**

**NIP. 132 126 049**

**LEMBAR PERNYATAAN**

Saya yang bertanda tangan di bawah ini :

Nama : Fidya Vernastutining Tyas  
NIM : 0510950027-95  
Jurusan : Matematika  
Penulisan skripsi berjudul :

**PEMODELAN*****MULTIPLE THRESHOLD AUTOREGRESSIVE (MTAR)*****(Studi Kasus Data Harga Saham BNI dan Kurs Jual EURO)**

Dengan ini menyatakan bahwa :

1. Isi dari skripsi yang saya buat adalah benar-benar karya sendiri dan tidak menjiplak karya orang lain, selain nama-nama yang termaktub di isi dan tertulis di daftar pustaka dalam skripsi ini.
2. Apabila di kemudian hari ternyata skripsi yang saya tulis terbukti hasil jiplakan, maka saya akan bersedia menanggung segala risiko.

Demikian pernyataan ini saya buat dengan segala kesadaran.

Malang, 7 Mei 2009  
Yang menyatakan,

Fidya Vernastutining Tyas  
NIM. 0510950027-95

## PEMODELAN

**MULTIPLE THRESHOLD AUTOREGRESSIVE (MTAR)**

(Studi Kasus Data Harga Saham BNI dan Kurs Jual EURO)

## ABSTRAK

Model *Threshold Autoregressive* (TAR) merupakan model nonlinier deret waktu berdasarkan pendekatan linier dengan membagi deret waktu menjadi beberapa daerah pembagian (*regimes*) yang dipisahkan oleh *threshold*. *Threshold* merupakan suatu titik belok di mana pada titik tersebut terjadi pergantian kelinieran model. Data deret waktu yang mempunyai pola nonlinier berfluktuatif memungkinkan mempunyai titik belok kelinieran model lebih dari satu. Apabila pemodelan TAR dengan *threshold* tunggal menghasilkan sisaan yang tidak *white noise*, maka dapat digunakan model TAR dengan mempertimbangkan lebih dari satu kemungkinan *threshold* yaitu *Multiple Threshold Autoregressive* (MTAR). Tujuan dari penelitian ini adalah untuk memodelkan data harga saham BNI dan kurs jual EURO yang berpola fluktuatif menggunakan model TAR dengan *multiple threshold*. Model *multiple* TAR yang terbentuk untuk harga saham BNI adalah MTAR (3:1,1,(970),(1020)) mempunyai 3 *regimes* yang dipisahkan oleh 2 *threshold*. Model *multiple* TAR yang terbentuk untuk data kurs jual EURO adalah MTAR (5:1,1,(15188,8)(15271,8)(15397,9)(15476,5)) mempunyai 5 *regimes* yang dipisahkan oleh 4 *threshold*. Masing-masing *regimes* merupakan model linier yang mengikuti proses *Autoregressive* (AR).

Kata kunci : deret waktu nonlinier, *multiple threshold*, *regimes*

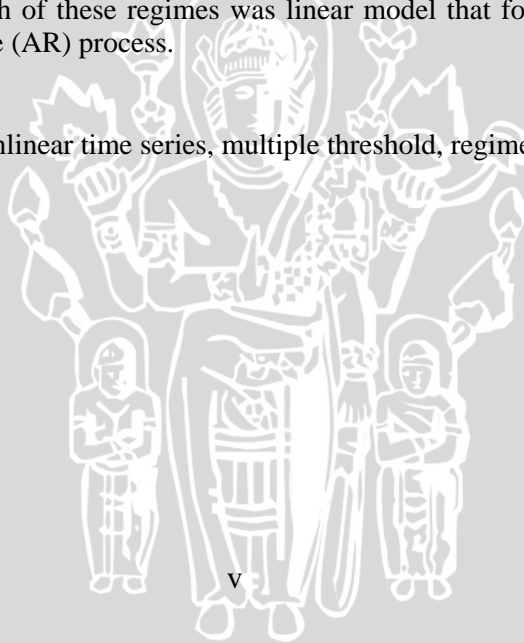
## **MULTIPLE THRESHOLD AUTOREGRESSIVE (MTAR) MODELING**

(Case Study on Data of BNI's Stock Price and EURO's Selling Rate)

### **ABSTRACT**

Threshold Autoregressive (TAR) model is a nonlinear model of time series based on linear approach that is obtained by dividing time series into several distribution areas (regimes) separated by threshold. Threshold is a turning point where there is a model linearity change. Time series data has a fluctuating non-linear pattern that enables more than one model linearity turning point. If a TAR modeling with single threshold results in non white noise residue, then it can be considered to use more than one threshold's possibility is Multiple Threshold Autoregressive (MTAR). The purpose of this research is modeling data of BNI's stock price and EURO's selling rate that has a fluctuating pattern by using TAR model with multiple threshold. The multiple TAR model for BNI's stock price obtained was MTAR (3:1,1,(970),(1020)) which had 3 regimes and being separated by 2 thresholds. And the multiple TAR model for EURO's selling rate obtained was MTAR (5:1,1, (15188,8) (15271,8) (15397,9) (15476,5)) which had 5 regimes and being separated by 4 threshold. Each of these regimes was linear model that followed an Autoregressive (AR) process.

Keywords: nonlinear time series, multiple threshold, regimes.



## KATA PENGANTAR

Puji syukur penulis panjatkan ke hadirat Allah SWT atas limpahan rahmat dan hidayah-Nya sehingga penulis dapat menyelesaikan skripsi yang berjudul “PEMODELAN *MULTIPLE THRESHOLD AUTOREGRESSIVE* (MTAR) (Studi Kasus Data Harga Saham BNI dan Kurs Jual EURO)” sebagai salah satu syarat untuk memperoleh gelar Sarjana Sains dalam bidang Statistika. Oleh karena itu penulis mengucapkan rasa hormat dan terima kasih kepada:

1. Ibu Ir. Heni Kusdarwati, MS., selaku Dosen Pembimbing I dan Bapak Adji Achmad R.F, SSi., MSc., selaku Dosen Pembimbing II yang telah memberikan pengarahan dan masukan dengan sabar kepada penulis selama penyusunan skripsi ini.
2. Ibu Ir. Soepraptini, MSc., Ibu Dra. Ani Budi Astuti, MSi. dan Ibu Nurjannah SSi., MPhil., atas arahan serta nasehat yang telah diberikan kepada penulis selama penyusunan skripsi.
3. Dr. Agus Suryanto, MSc., selaku Ketua Jurusan Matematika Universitas Brawijaya.
4. Bapak dan Ibu Dosen Statistika atas didikan selama kuliah hingga penulis bisa menyelesaikan kuliah.
5. Bapak, Ibu dan keluarga besar di Magetan yang senantiasa mendoakan dan membantu penulis mencapai yang terbaik.
6. Teman-teman Program Studi Statistika 2003, 2004, 2005, dan 2006 yang memberikan dukungan, semangat dan bantuan.
7. Semua pihak yang tidak dapat penulis sebutkan satu per satu yang telah banyak membantu dan memberikan dorongan selama penulisan skripsi ini.

Penulis menyadari bahwa skripsi ini masih jauh dari kesempurnaan mengingat keterbatasan kemampuan penulis. Untuk itu dengan segala kerendahan hati penulis mengharap kritik dan saran. Akhirnya penulis berharap semoga skripsi ini dapat bermanfaat bagi pembaca dan penulis.

Malang, 7 Mei 2009

Penulis

DAFTAR ISI

	Halaman
<b>HALAMAN JUDUL</b> .....	<b>i</b>
<b>HALAMAN PENGESAHAN</b> .....	<b>ii</b>
<b>HALAMAN PERNYATAAN</b> .....	<b>iii</b>
<b>ABSTRAK</b> .....	<b>iv</b>
<b>ABSTRACT</b> .....	<b>v</b>
<b>KATA PENGANTAR</b> .....	<b>vi</b>
<b>DAFTAR ISI</b> .....	<b>vii</b>
<b>DAFTAR GAMBAR</b> .....	<b>ix</b>
<b>DAFTAR TABEL</b> .....	<b>x</b>
<b>DAFTAR LAMPIRAN</b> .....	<b>xi</b>
<b>BAB I PENDAHULUAN</b>	
1.1 Latar Belakang Masalah .....	1
1.2 Perumusan Masalah .....	2
1.3 Batasan Masalah .....	2
1.4 Tujuan Penelitian .....	2
1.5 Manfaat Penelitian .....	2
<b>BAB II TINJAUAN PUSTAKA</b>	
2.1 Analisis Deret Waktu.....	3
2.1.1 Kestasioneran Deret Waktu .....	3
2.1.2 Fungsi Autokorelasi (ACF).....	6
2.1.3 Fungsi Autokorelasi Parsial (PACF) .....	7
2.2 <i>Autoregressive Integrated moving Average</i> (ARIMA).....	8
2.2.1 Pembentukan Model ARIMA .....	9
2.2.2 Pemilihan Model Terbaik.....	11
2.2.3 Pengujian Nonlinearitas .....	12
2.3 <i>Threshold Autoregressive</i> (TAR).....	13
2.3.1 Model Autoregressive .....	13
2.3.2 Model TAR .....	13
2.3.3 Model TAR dengan <i>Threshold</i> Tunggal .....	14
2.3.4 Model <i>Multiple Threshold Autoregressive</i> (MTAR) .....	14
2.3.5 Pendugaan Parameter Model MTAR .....	16
2.3.6 Pengujian Asumsi Sisaan .....	17
2.3.7 <i>Delay</i> .....	18





2.3.8 <i>Threshold</i> .....	18
2.3.9 Peramalan.....	19
<b>BAB III METODE PENELITIAN</b>	
3.1 Data Penelitian.....	21
3.2 Metode Analisis Data.....	21
3.2.1 Pemodelan ARIMA.....	21
3.2.2 Pemodelan TAR dengan <i>Threshold Tunggal</i> .....	22
3.2.3 Pemodelan TAR dengan <i>multiple threshold</i> .....	22
<b>BAB IV HASIL DAN PEMBAHASAN</b>	
4.1 Studi Kasus Harga Saham BNI.....	27
4.1.1 Pemodelan ARIMA.....	27
4.1.2 Uji Linearitas.....	31
4.1.3 Pemodelan TAR dengan <i>Threshold Tunggal</i> .....	31
4.1.4 Pemodelan <i>Multiple Threshold Autoregressive (MTAR)</i> .....	34
4.2 Studi Kasus Kurs Jual EURO.....	40
4.2.1 Pemodelan ARIMA.....	40
4.2.2 Uji Linearitas.....	44
4.2.3 Pemodelan TAR dengan <i>Threshold Tunggal</i> .....	44
4.2.4 Pemodelan <i>Multiple Threshold Autoregressive (MTAR)</i> .....	46
<b>BAB V KESIMPULAN DAN SARAN</b>	
5.1 Kesimpulan.....	55
5.2 Saran.....	55
<b>DAFTAR PUSTAKA</b> .....	<b>57</b>
<b>LAMPIRAN</b> .....	<b>59</b>

DAFTAR GAMBAR

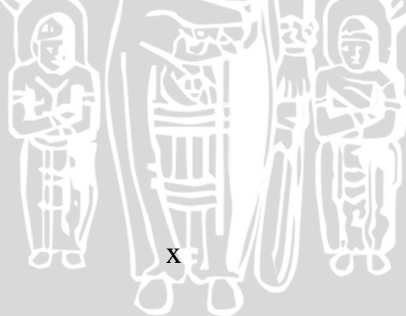
	Halaman
Gambar 3.1 Diagram Alir Pemodelan ARIMA.....	24
Gambar 3.2 Diagram Alir Pemodelan TAR.....	25
Gambar 4.1 Plot Harga Saham Bank BNI.....	27
Gambar 4.2 Plot ACF Harga Saham Bank BNI.....	28
Gambar 4.3 Plot ACF Sisaan Model TAR <i>Threshold</i> Tunggal Harga Saham Bank BNI.....	33
Gambar 4.4 Plot Nilai MSE Semua Kemungkinan <i>Threshold</i> Harga Saham Bank BNI.....	34
Gambar 4.5 Plot ACF Sisaan Model MTAR Harga Saham Bank BNI.....	37
Gambar 4.6 Plot $Z_t$ dan $Z_t$ Ramalan Harga Saham BNI.....	38
Gambar 4.7 Plot Kurs Jual EURO.....	40
Gambar 4.8 Plot ACF Kurs Jual EURO.....	41
Gambar 4.9 Plot ACF Sisaan Model TAR <i>Threshold</i> Tunggal Kurs Jual EURO.....	46
Gambar 4.10 Plot Nilai MSE Semua Kemungkinan <i>Threshold</i> Kurs Jual EURO.....	47
Gambar 4.11 Plot ACF Sisaan Model MTAR Kurs Jual EURO.....	51
Gambar 4.12 Plot $Z_t$ dan $Z_t$ Ramalan Kurs Jual EURO.....	52



DAFTAR TABEL

Halaman

Tabel 4.1	Signifikansi <i>Lag</i> Nilai Autokorelasi dan Model Tentatif ARIMA (Data Harga Saham BNI).....	29
Tabel 4.2	Pendugaan Parameter Model ARIMA ..... (Data Harga Saham BNI).....	29
Tabel 4.3	Nilai AIC Model ARIMA (Data Harga Saham BNI)	30
Tabel 4.4	<i>Delay</i> (Data Harga Saham BNI).....	31
Tabel 4.5	Pendugaan Parameter Model TAR <i>Single Threshold</i> (Data Harga Saham BNI).....	32
Tabel 4.6	<i>Multiple Threshold</i> (Data Harga Saham BNI) .....	34
Tabel 4.7	Variabel <i>Dummy</i> (Data Harga Saham BNI).....	34
Tabel 4.8	Pendugaan Parameter Model MTAR (Data Harga Saham BNI).....	35
Tabel 4.9	Ramalan Harga Saham BNI 10 Periode Selanjutnya	39
Tabel 4.10	Signifikansi <i>Lag</i> Nilai Autokorelasi dan Model Tentatif ARIMA (Data Kurs Jual EURO) .....	42
Tabel 4.11	Pendugaan Parameter Model ARIMA ..... (Data Kurs Jual EURO) .....	42
Tabel 4.12	Nilai AIC Model ARIMA (Data Kurs Jual EURO)	43
Tabel 4.13	<i>Delay</i> (Data Kurs Jual EURO).....	44
Tabel 4.14	Pendugaan Parameter Model TAR <i>Single Threshold</i> (Data Kurs Jual EURO) .....	45
Tabel 4.15	<i>Multiple Threshold</i> (Data Kurs Jual EURO).....	47
Tabel 4.16	Variabel <i>Dummy</i> (Data Kurs Jual EURO).....	47
Tabel 4.17	Pendugaan Parameter Model MTAR (Data Kurs Jual EURO) tanpa Menghilangkan Parameter tidak Signifikan.....	48
Tabel 4.17	Pendugaan Parameter Model MTAR (Data Kurs Jual EURO) dengan Menghilangkan Parameter tidak Signifikan.....	49
Tabel 4.19	Ramalan Kurs Jual EURO 10 Periode Selanjutnya..	53



## DAFTAR LAMPIRAN

	Halaman
Lampiran 1 Data Harga Saham BNI ( 28 Desember 2006-10 Desember 2008).....	59
Lampiran 2 Transformasi Box-Cox (Harga Saham BNI)	60
Lampiran 3 Uji Dickey Fuller (Harga Saham BNI) .....	61
Lampiran 4 Plot ACF dan PACF Data Stasioner (Harga Saham BNI) .....	62
Lampiran 5 Pendugaan Model ARIMA Tentatif (Harga Saham BNI) .....	63
Lampiran 6 Pengujian Kesesuaian Model ARIMA (Harga Saham BNI) .....	64
Lampiran 7 Nilai AIC model ARIMA (Harga Saham BNI) .....	65
Lampiran 8 RESET TEST (Harga Saham BNI).....	66
Lampiran 9 Regresi antara $Z_t$ dengan <i>Lag</i> pada Model ARIMA yang Terbentuk (Harga Saham BNI).....	67
Lampiran 10 Pendugaan Parameter Model TAR (2:1,1,970) (Harga Saham BNI) .....	68
Lampiran 11 Uji <i>Kolmogorof Smirnov</i> dan <i>White</i> Heterokedas- tisisitas TAR <i>Single Threshold</i> (Harga Saham BNI)	70
Lampiran 12 Pendugaan Parameter Model MTAR (3:1,1,970,1020) (Harga Saham BNI) .....	71
Lampiran 13 Uji <i>Kolmogorof Smirnov</i> dan <i>White</i> Heterokedasti sitas MTAR (Harga Saham BNI).....	72
Lampiran 14 Perbandingan Nilai Aktual dan nilai Fits (Harga Saham BNI) .....	73
Lampiran 15 Ramalan Harga Saham BNI 10 Periode Selanjutnya	74
Lampiran 16 Data Kurs Jual EURO (28 Januari 2002-31 Desember 2008) .....	76
Lampiran 17 Transformasi Box-Cox (Kurs Jual EURO).....	77
Lampiran 18 Uji Dickey Fuller (Kurs Jual EURO).....	78
Lampiran 19 Plot ACF dan PACF Data Stasioner (Kurs Jual EURO) .....	79
Lampiran 20 Pendugaan Model ARIMA Tentatif (Kurs Jual EURO) .....	80
Lampiran 21 Pengujian Kesesuaian Model ARIMA (Kurs Jual EURO) .....	81

	Halaman
Lampiran 22 Nilai AIC model ARIMA (Kurs Jual EURO) .....	82
Lampiran 23 RESET TEST (Kurs Jual EURO).....	83
Lampiran 24 Regresi antara $Z_t$ dengan <i>Lag</i> pada Model ARIMA yang Terbentuk (Kurs Jual EURO).....	84
Lampiran 25 Pendugaan Parameter Model TAR (2:1,1,970) (Kurs Jual EURO) .....	85
Lampiran 26 Uji <i>Kolmogorof Smirnov</i> dan <i>White</i> Heterokedasti- sitas TAR <i>Single Threshold</i> (Kurs Jual EURO) ...	88
Lampiran 27 Pendugaan Parameter Model MTAR (5:1,1,(15188,8)(15271,8)(15397,9)(15476,5)) Sebelum Perbaikan (Kurs Jual EURO) .....	89
Lampiran 28 Pendugaan Parameter Model MTAR (5:1,1,(15188,8)(15271,8)(15397,9)(15476,5)) Setelah Perbaikan (Kurs Jual EURO).....	90
Lampiran 29 Uji <i>Kolmogorof Smirnov</i> dan <i>White</i> Heterokedasti- sitas MTAR (Kurs Jual EURO).....	91
Lampiran 30 Perbandingan Nilai Aktual dan nilai Fits (Kurs Jual EURO) .....	92
Lampiran 31 Ramalan Kurs Jual EURO10 Periode Selanjutnya	93
Lampiran 32 Makro Mencari <i>Threshold</i> ( Harga Saham BNI ) .	95
Lampiran 33 Makro Mencari <i>Threshold</i> (Kurs Jual EURO).....	97



## BAB I PENDAHULUAN

### 1.1. Latar Belakang

Dalam beberapa dekade terakhir telah banyak dilakukan penelitian dengan menggunakan pemodelan deret waktu. Metode Box-Jenkins atau yang lebih dikenal dengan model ARIMA (*Autoregressive Integrated Moving Average*) sering digunakan dalam memodelkan berbagai pola dalam data deret waktu menggunakan pendekatan linier. Hal itu disebabkan spesifikasi, pendugaan dan pemeriksaan model ARIMA cukup sederhana dan mudah untuk diterapkan. Akan tetapi, akhir-akhir ini perilaku nonlinier dalam data deret waktu seringkali ditemukan, khususnya pada bidang ekonomi. Enders (2004) menyatakan bahwa pada teori ekonomi terdapat variabel penting dalam data deret waktu yang mempunyai pola nonlinier. Ketika asumsi linieritas tidak terpenuhi, maka memungkinkan untuk mempelajari adanya pola nonlinier dalam data deret waktu.

Salah satu metode untuk memodelkan data deret waktu nonlinier adalah TAR (*Threshold Autoregressive*). Pemodelan TAR merupakan pendekatan model linier dengan membagi deret waktu menjadi beberapa daerah pembagian (*regimes*) yang dipisahkan oleh *threshold*. *Threshold* merupakan suatu titik belok di mana pada titik tersebut terjadi pergantian kelinieran model. Saadiah (2007) menggunakan model TAR dengan *threshold* tunggal untuk memodelkan aktivitas reproduksi tanaman langka di Kebun Raya Purwodadi. Model TAR dengan *threshold* tunggal membagi deret waktu menjadi dua buah *regimes*. Kedua *regimes* merupakan komposisi dua model linier yang mengikuti proses AR (*Autoregressive*).

Dalam beberapa kasus, perilaku nonlinier dalam data deret waktu sangat bervariasi di mana terjadi perubahan pola data secara berulang-ulang. Data nonlinier yang mempunyai pola sangat fluktuatif memungkinkan mempunyai titik belok kelinieran model lebih dari satu (Chong, 2004). Pemodelan TAR dengan *threshold* tunggal pada data nonlinier yang mempunyai pola sangat fluktuatif dapat menghasilkan sisaan yang tidak *white noise*. Jika sisaan yang dihasilkan model TAR dengan *threshold* tunggal tidak bersifat *white noise*, maka dapat digunakan model TAR dengan

mempertimbangkan lebih dari satu kemungkinan *threshold* (Enders,2004). Model TAR dengan *multiple threshold* akan membagi deret waktu menjadi *multiple regimes* yang merupakan komposisi beberapa model linier yang mengikuti proses AR.

Perilaku nonlinier dalam deret waktu sering terjadi pada bidang ekonomi, misalnya pada kasus harga saham dan kurs mata uang. Indeks harga saham dan kurs mata uang bersifat sensitif terhadap berbagai peristiwa di sekitarnya, baik berkaitan secara langsung maupun tidak langsung dengan peristiwa ekonomi. Data harga saham dan kurs mata uang pada kurun waktu sepuluh tahun terakhir menunjukkan pola yang sangat fluktuatif dan cenderung memiliki pola nonlinier sebagai akibat dari krisis ekonomi global. Untuk mengamati pola nonlinier yang sangat fluktuatif, maka pada penelitian ini harga saham Bank BNI dan kurs jual EURO akan dimodelkan dengan menggunakan model TAR dengan *multiple threshold*.

### **1.2. Rumusan Masalah**

Permasalahan yang akan dibahas dalam penelitian ini adalah bagaimana memodelkan data deret waktu nonlinier yang berpola sangat fluktuatif menggunakan model TAR dengan *multiple threshold* pada data harga saham BNI dan kurs jual EURO.

### **1.3. Batasan Masalah**

Pendekatan analisis deret waktu dibatasi pada penerapan metode TAR dengan *multiple threshold* yang terletak pada *delay* yang sama.

### **1.4. Tujuan Penelitian**

Tujuan dari penelitian ini adalah untuk memodelkan data harga saham Bank BNI dan kurs jual EURO yang berpola fluktuatif menggunakan model TAR dengan *multiple threshold*.

### **1.5. Manfaat Penelitian**

Manfaat dari penelitian ini diharapkan dapat memberikan metode penyelesaian untuk memodelkan data harga saham BNI dan kurs jual EURO dengan model *Multiple Threshold Autoregressive* (MTAR).

## BAB II TINJAUAN PUSTAKA

### 2.1. Analisis Deret Waktu

Deret waktu adalah sekelompok nilai-nilai pengamatan yang diperoleh pada titik waktu yang berbeda dengan selang waktu yang sama. Jadi model deret waktu adalah suatu model runtun waktu di mana observasi yang satu dengan yang lain saling berkorelasi (Box dan Jenkins, 1976). Menurut Cryer (1986), deret waktu adalah serangkaian data pengamatan yang disusun menurut waktu, dimana data pengamatan tersebut bersifat acak dan saling berhubungan secara statistika. Setiap pengamatan dinyatakan sebagai variabel acak  $Z_t$  dengan fungsi  $f(Z_t)$  yang dapat dipasangkan sebagai indeks waktu  $t$  yang bergerak dari waktu ke-1 sampai waktu ke- $n$  yaitu  $Z_{t_1}, Z_{t_2}, \dots, Z_{t_n}$ .

#### 2.1.1. Kestasioneran Deret Waktu

Pada pengambilan keputusan terhadap struktur proses deret waktu terdapat asumsi penting yaitu stasioneritas. Menurut Makridakis *et al* (1999), stasioneritas berarti bahwa tidak terdapat pertumbuhan atau penurunan data. Nilai-nilai autokorelasi data stasioner menurun sampai nol sesudah *time lag* kedua dan ketiga. Fluktuasi data berada di sekitar suatu nilai rata-rata yang konstan, tidak tergantung pada waktu dan varian dari fluktuasi tersebut tetap konstan setiap waktu.

Menurut Cryer (1986), suatu data dapat disebut stasioner jika peluang yang berlaku pada proses tidak berubah tiap waktu (*statistical equilibrium*). Sebuah data dikatakan stasioner kuat (*strickly stationary*) jika sifat-sifat dari data tersebut tidak dipengaruhi oleh perubahan waktu, yaitu apabila distribusi peluang gabungan dari  $n$  data  $Z_{t_1}, Z_{t_2}, \dots, Z_{t_n}$  yang terjadi pada waktu  $t_1, t_2, \dots, t_n$  sama dengan  $n$  data  $Z_{t_{1+k}}, Z_{t_{2+k}}, \dots, Z_{t_{n+k}}$  yang terjadi pada waktu  $t_{1+k}, t_{2+k}, \dots, t_{n+k}$ . Oleh karena itu, distribusi peluang gabungan dari sembarang kumpulan data tidak dipengaruhi oleh perubahan nilai  $k$ . Hasil tersebut dapat ditulis dengan:

$$P(Z_{t_1}, Z_{t_2}, \dots, Z_{t_n}) = P(Z_{t_{1+k}}, Z_{t_{2+k}}, \dots, Z_{t_{n+k}}) \quad (2.1)$$

di mana :

$Z_{t_n}$  = pengamatan pada waktu ke- $n$



$Z_{t+n+k}$  = pengamatan pada waktu ke-(n+k)  
(Box dan Jenkins, 1976).

Data deret waktu dikatakan stasioner secara lemah (*weakly stationary*) apabila:

1. fungsi rata-rata selalu konstan setiap waktu
2.  $\gamma_{t,t-k} = \gamma_{0,k}$  untuk semua nilai t dan lag k, di mana  $\gamma_{t,t-k}$  adalah autokovarian antara  $Z_t$  dan  $Z_{t-k}$  (Cryer, 1986).

Uji stasioneritas data deret waktu ada dua macam, yaitu:

- a. Stasioneritas pada Ragam

Data dikatakan stasioner pada ragam apabila ragam fluktuasi data tidak terlalu besar dari waktu ke waktu. Sebagai upaya perbaikan terhadap data yang tidak stasioner pada ragam dapat dilakukan transformasi Box-Cox dengan bentuk transformasi sebagai berikut:

$$T(Z_t) = Z_t^{(\lambda)} = \begin{cases} \frac{Z_t^\lambda - 1}{\lambda}, & \lambda \neq 0 \\ \ln(Z_t), & \lambda = 0 \end{cases} \quad (2.2)$$

di mana

$T(Z_t)$  = data transformasi

$Z_t$  = pengamatan pada waktu ke-t

$\lambda$  = parameter transformasi.

- b. Stasioneritas pada Nilai Tengah

Data dikatakan stasioner pada nilai tengah apabila pada plot autokorelasi 95% dari data masuk ke dalam selang  $\pm 1.96 \left( \frac{1}{\sqrt{n}} \right)$ ,

dengan kata lain data memiliki rata-rata konstan atau tidak terpengaruh oleh waktu pengamatan. Pemeriksaan stasionaritas pada rata-rata dapat menggunakan uji *Dickey Fuller* (DF). Uji DF didasarkan pada persamaan AR (1) berikut:

$$Z_t = \phi Z_{t-1} + \mu_t$$

dengan penambahan  $Z_{t-1}$  pada sisi kiri dan kanan diperoleh persamaan:

$$\begin{aligned} Z_t - Z_{t-1} &= \phi Z_{t-1} - Z_{t-1} + \mu_t \\ \nabla Z_t &= (\phi - 1)Z_{t-1} + \mu_t \\ \nabla Z_t &= \phi^* Z_{t-1} + \mu_t \end{aligned} \quad (2.3)$$

Hipotesis yang digunakan adalah:  
 $H_0: \phi^* = 0$  (data tidak stasioner) lawan  
 $H_1: \phi^* < 0$  (data stasioner)  
 Dengan statistik uji sebagai berikut:

$$\tau = \frac{\hat{\phi}^*}{\text{Se}(\hat{\phi}^*)} \quad (2.4)$$

Tolak  $H_0$  jika  $\tau < \tau_{(\alpha,n)}$  atau  $p\text{-value} < \alpha$ , dengan  $\tau_{(\alpha,n)}$  adalah nilai kritis statistik Dickey Fuller (Enders, 2004). Penolakan  $H_0$  memberikan kesimpulan bahwa data stasioner.

Menurut Hanke, *et al* (2003), apabila datanya tidak stasioner pada nilai tengah, maka dapat dikonversikan menjadi deret stasioner melalui *differencing* (pembedaan), yaitu deret asli diganti dengan deret selisih. Jumlah *differencing* yang dilakukan untuk mencapai stasioner dinotasikan sebagai  $d$ . Bentuk pembedaan pertama ( $d=1$ ) adalah sebagai berikut:

$$\nabla Z_t = Z_t - Z_{t-1} \quad (2.5)$$

Sedangkan bentuk pembedaan kedua ( $d=2$ ) adalah sebagai berikut:

$$\nabla^2 Z_t = \nabla Z_t - \nabla Z_{t-1} \quad (2.6)$$

di mana :

$Z_t$  = pengamatan pada periode waktu ke- $t$ ,

$Z_{t-1}$  = pengamatan pada periode waktu ke- $t-1$ ,

$\nabla Z_t$  = data hasil pembedaan pertama pada periode waktu ke- $t$ ,

$\nabla Z_{t-1}$  = data hasil pembedaan pertama pada periode waktu ke- $t-1$ ,

$\nabla^2 Z_t$  = data hasil pembedaan kedua pada periode waktu ke- $t$ .

Proses pembedaan dapat dilakukan sampai data hasil pembedaan menunjukkan kondisi stasioner pada nilai tengah. Pencapaian stasioneritas dapat diturunkan dengan melakukan pembedaan berturut-turut sampai nilai autokorelasi mendekati nol di dalam dua atau tiga *lag*. Dalam praktiknya, jarang diperlukan pembedaan sampai melebihi pembedaan kedua, karena data asli pada umumnya tidak stasioner dengan hanya satu atau dua tingkat pembedaan (Makridakis *et al.*, 1990). Pembedaan yang dilakukan terus-menerus akan mengakibatkan terjadinya *over differencing* yaitu orde pembedaan yang terlalu besar dan ditandai dengan ragam yang lebih besar dibandingkan ragam dari hasil pembedaan sebelumnya (Abraham dan Ledolter, 1983)

### 2.1.2. Fungsi Autokorelasi (ACF)

Koefisien autokorelasi menyatakan hubungan antara nilai-nilai dari variabel yang sama tetapi pada periode waktu berbeda. Autokorelasi merupakan suatu alat penentu dari identifikasi pola dasar yang menggambarkan data. Autokorelasi dapat digunakan untuk mengidentifikasi apakah data bersifat acak, stasioner ataupun musiman (Assauri, 1984). Menurut Box dan Jenkins (1976), koefisien autokorelasi ( $\rho_k$ ) pada lag ke- $k$  merupakan korelasi atau keeratan hubungan antara dua nilai  $Z_t$  dan  $Z_{t+k}$  yang dipisahkan oleh lag ke- $k$ . Sedangkan plot antara koefisien autokorelasi ( $\rho_k$ ) sebagai fungsi dari lag ke- $k$  disebut fungsi autokorelasi dari sebuah proses. Seperti telah disebutkan sebelumnya, bahwa untuk memeriksa asumsi kestasioneran data, dapat digunakan plot autokorelasi. Oleh karena itu, diperlukan pendugaan fungsi autokorelasi  $k$  untuk setiap nilai lag  $k=1,2,\dots,t$

Menurut Makridakis, *et al* (1999) autokorelasi adalah hubungan deret berkala dengan deret berkala itu sendiri dengan selisih waktu (lag) 0,1,2 periode atau lebih. Cryer (1986) menjelaskan bahwa koefisien fungsi autokorelasi  $\rho_k$  dapat diduga dengan:

$$r_k = \frac{\sum_{t=1}^{t-k} (z_t - \bar{z})(z_{t-k} - \bar{z})}{\sum_{t=1}^t (z_t - \bar{z})^2} \quad (2.7)$$

di mana:

- $r_k$  = koefisien autokorelasi pada lag  $k$
- $Z_t$  = data pengamatan pada waktu ke- $t$
- $\bar{z}$  = rata-rata data pengamatan

Fungsi autokorelasi dapat juga digunakan sebagai alat untuk mengidentifikasi model ARIMA. Identifikasi model ARIMA dilakukan dengan melihat nilai autokorelasi yang signifikan pada lag tertentu. Nilai  $r_k$  yang mendekati 1 mengindikasikan adanya korelasi tinggi, sedangkan nilai  $r_k$  yang mendekati nol mengindikasikan adanya hubungan yang lemah. Plot ACF dapat dipakai sebagai alat untuk mengindikasikan kestasioneran data. Jika nilai autokorelasi pada plot ACF cenderung lambat turun atau turun secara linier maka dapat disimpulkan bahwa data belum stasioner terhadap nilai tengah.

### 2.1.3. Fungsi Autokorelasi Parsial (PACF)

Autokorelasi Parsial digunakan untuk mengukur tingkat keeratan hubungan linier antara data  $Z_t$  dengan  $Z_{t+k}$  apabila pengaruh dari time lag  $1, 2, \dots, k-1$  dianggap terpisah (Makridakis *et al.*, 1999). Menurut Cryer (1986), taksiran dari PACF adalah berdasarkan koefisien autokorelasi pada persamaan Yule-Walker untuk  $k$  time lag, yaitu :

$$\rho_1 = \phi_{k1} + \phi_{k2}\rho_1 + \dots + \phi_{kk}\rho_{k-1}$$

$$\rho_2 = \phi_{k1}\rho_1 + \phi_{k2} + \dots + \phi_{kk}\rho_{k-2}$$

⋮

⋮

⋮

$$\rho_k = \phi_{k1}\rho_{k-1} + \phi_{k2}\rho_{k-2} + \dots + \phi_{kk} \tag{2.8}$$

Dari persamaan 2.8 didapatkan pendugaan nilai PACF sebagai berikut:

$$\phi_{kk} = \frac{\rho_{kk} - \sum_{j=1}^{k-1} \phi_{k-1,j}\rho_{k-j}}{1 - \sum_{j=1}^{k-1} \phi_{k-1,j}\rho_j} \tag{2.9}$$

dengan  $\phi_{kj} = \phi_{k-1,j} - \phi_{kk}\phi_{k-1,j-k}$ , untuk  $j=1, 2, \dots, k-1$

di mana :

$\phi_{kk}$  = koefisien autokorelasi parsial pada lag k

$\rho_{kk}$  = koefisien autokorelasi parsial pada lag k yang diduga dengan  $r_k$

$\rho_j$  = koefisien autokorelasi parsial pada lag j yang diduga dengan  $r_j$

$\rho_{k-j}$  = koefisien autokorelasi parsial pada lag (k-j) yang diduga dengan  $r_{k-j}$

## 2.2. Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA)

Suatu proses dikatakan non stasioner jika proses tersebut mempunyai mean dan varian yang tidak konstan untuk sembarang waktu pengamatan. Model deret waktu yang non stasioner dapat dikatakan sebagai proses *Auto Regressive Integrated Moving Average* ordo  $(p,d,q)$  atau disingkat  $ARIMA(p,d,q)$ , di mana  $p$  adalah orde dari parameter autoregresif,  $d$  adalah besaran yang menyatakan berapa kali dilakukan *differencing* pada proses sehingga menjadi proses yang stasioner, dan  $q$  adalah orde dari parameter moving average (Box dan Jenkins, 1976). Pada kenyataannya, tidak semua observasi deret waktu membentuk proses yang stasioner. Metode ARIMA dapat juga digunakan untuk peramalan yang dikembangkan oleh Goerge Box dan Gwilym Jenkins. Metode ini menggunakan pendekatan iteratif pada identifikasi suatu model yang mungkin dari model umum. Model terpilih kemudian diperiksa terhadap data historis untuk melihat apakah model ini akurat dalam menjelaskan deret (Hanke dan Reitsch, 2003).

Cryer (1986) merumuskan beberapa model umum ARIMA sebagai berikut:

1. Model AR(p)

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + a_t \quad (2.10)$$

2. Model MA(q)

$$Z_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (2.11)$$

3. Model ARMA(p,q)

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (2.12)$$

4. Model ARIMA(p,d,q)

$$W_t = \nabla^d Z_t$$

$$W_t = \phi_1 W_{t-1} + \dots + \phi_p W_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (2.13)$$

di mana :

$\phi$  = parameter *autoregressive*

$\theta$  = parameter *moving average*

$p$  = derajat *autoregressive*

$d$  = derajat *pembedaan (difference)*

$q$  = derajat *moving average*

$a_t$  = galat acak (*white noise*)

Pendekatan Box-Jenkins menggunakan prosedur pembentukan iteratif yang terdiri dari pemilihan model awal (identifikasi model), estimasi koefisien model (pendugaan parameter), dan penganalisaan residual (pemeriksaan model). Jika diperlukan, model awal dimodifikasi dan proses diulangi sampai didapatkan residual yang memberikan indikasi bahwa tidak ada lagi modifikasi yang diperlukan (Hanke dan Reitsch, 2003).

### 2.2.1. Pembentukan Model ARIMA

Untuk menentukan model dalam analisa deret waktu, banyak hal yang perlu diperhatikan. Box dan Jenkins (1976) secara efektif telah berhasil mencapai kesepakatan mengenai informasi yang diperlukan untuk memahami dan memakai model-model ARIMA untuk deret berkala univariate. Dari dasar pendekatan tersebut dirangkum dalam tiga tahap, yaitu:

#### 1. Identifikasi Model

Ada dua hal yang dilakukan untuk mengidentifikasi model ARIMA, yaitu melihat plot data dan pemeriksaan kestasioneran data. Menurut Makridakis *et al.* (1999), langkah pertama yang penting dalam memilih suatu model deret waktu adalah dengan mempertimbangkan jenis pola data sehingga model yang paling tepat dengan pola tersebut dapat diuji. Dengan melihat plot data beserta fungsi autokorelasi sampel dapat diketahui kestasioneran data dan unsur musiman yang terdapat dalam data. Jenis pola data tersebut antara lain:

- a) Pola Horizontal (H), terjadi apabila data berfluktuasi di sekitar nilai rata-rata yang konstan.
- b) Pola Trend (T), terjadi apabila terdapat kenaikan atau penurunan jangka panjang dalam data.
- c) Pola Musiman (S), terjadi bila suatu deret dipengaruhi oleh faktor musiman.
- d) Pola Siklis (L), terjadi bila data dipengaruhi oleh fluktuasi ekonomi jangka panjang.

Identifikasi model ARIMA dapat dilakukan dengan membuat plot ACF dan PACF dari data deret waktu stasioner. Menurut Cryer (1986), terdapat beberapa macam proses yang terjadi pada data deret waktu:

- a. AR(1), apabila ACF menurun secara eksponensial dan PACF berbeda nyata pada *lag* 1

- b. AR(2), apabila ACF menurun mengikuti gelombang sinus teredam dan PACF berbeda nyata pada lag 1 dan lag 2
- c. MA(1), apabila PACF menurun secara eksponensial dan ACF berbeda nyata pada lag 1
- d. MA(2), apabila PACF berbentuk gelombang sinus teredam dan ACF berbeda nyata pada lag 1 dan lag 2
- e. ARMA(1,1), apabila ACF dan PACF mendekati nol secara eksponensial (turun secara eksponensial)

2. Pendugaan Parameter

Berdasarkan kenyataan bahwa parameter model mempunyai hubungan autokorelasi atau autokorelasi parsial, maka pendugaan parameter-parameter ini dapat diperoleh dengan menyelesaikan hubungan tersebut, hubungan antara autokorelasi dan parameternya dinyatakan dalam persamaan Yule Walker (Box dan Jenkins, 1976). Menurut Wei (1990) pada prinsipnya semua model dalam ARIMA (p,d,q) dapat dikembalikan ke bentuk ARIMA (p,0,q). Oleh karena itu, proses pendugaan parameter model ARIMA (p,d,q) dapat mengikuti pendugaan parameter model ARIMA (p,0,q). Metode pendugaan parameter yang digunakan adalah *Condition Least Square Estimation*. Perhitungan *Condition Least Square Estimation* adalah dengan meminimumkan jumlah kuadrat sisaan dengan suatu kondisi tertentu, yaitu sebagai berikut:

$$Sc(\phi, \theta) = \sum_{t=p+1}^n a_t^2 \tag{2.14}$$

di mana  $a_t$  = sisaan model ARIMA

Pada AR(p), *Condition Least Square Estimation* meminimumkan persamaan berikut:

$$Sc(\phi) = \sum_{t=p+1}^n a_t^2 = \sum_{t=p+1}^n (Z_t - \phi_1 Z_{t-1} - \dots - \phi_p Z_{t-p})^2 \tag{2.15}$$

Pada model umum ARIMA (p,d,q) maka  $a_t = a_t(\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p, \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q)$  untuk  $t = p + 1, p + 2, \dots, n$  dengan mengkondisikan bahwa  $a_p = a_{p-1} = \dots = a_{1-q} = 0$  maka akan didapatkan parameter  $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$  dan  $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$  (Cryer, 1986). Penduga parameter untuk model AR(1) adalah  $\hat{\phi}_1 = r_1$ . Sedangkan untuk model AR(2) didapatkan:

$$\hat{\phi}_1 = \frac{r_1(1-r_1)}{1-r_1^2} \tag{2.16}$$

$$\hat{\phi}_2 = \frac{(r_2-r_1^2)}{1-r_1^2} \tag{2.17}$$

di mana:

$\hat{\phi}_1, \hat{\phi}_2$  = parameter model AR



- $r_1$  = penduga koefisien autokorelasi pada lag 1
- $r_2$  = penduga koefisien autokorelasi pada lag 2

### 3. Pemeriksaan Diagnostik

Setelah nilai duga parameter ARIMA didapatkan, maka perlu dilakukan pemeriksaan diagnostik untuk membuktikan bahwa model layak digunakan. Pemeriksaan diagnostik model dapat diuji dengan Uji Kelayakan Model Ljung-Box (Q), dengan hipotesis:

$$H_0 : r_1^{(a)} = r_2^{(a)} = \dots = r_k^{(a)} = 0$$

lawan

$$H_1 : \text{ada salah satu } r_k^{(a)} \text{ yang tidak sama dengan nol}$$

Rumus untuk statistik uji Q adalah;

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^k \frac{r_k^2}{n-k} \tag{2.18}$$

di mana :

$n$  = banyak pengamatan

$r_k$  = koefisien autokorelasi sisa pada lag k

$k$  = lag maksimum

Keputusan untuk menerima hipotesis nol ( model layak ) didasarkan pada :

1. Jika nilai  $Q \leq \chi_{k-p-q}^2$  pada taraf nyata  $\alpha$  dimana p dan q adalah orde dari ARIMA (p,0,q).
2. Jika nilai-p dari statistik uji Q lebih besar dari nilai  $\alpha$  (Cryer, 1986).

#### 2.2.2. Pemilihan Model Terbaik

Jika pada hasil pemeriksaan diagnostik terdapat beberapa model yang layak digunakan maka perlu dipilih satu model terbaik yang akan digunakan sebagai model peramalan. Pemilihan model terbaik ini dapat dilakukan dengan metode AIC (*Akaike Information Criterion*) dengan rumus :

$$AIC = nLn(\hat{\sigma}_a^2) + 2m \tag{2.19}$$

di mana :

$n$  = banyaknya pengamatan yang diikutkan dalam proses pendugaan parameter

$\hat{\sigma}_a^2$  = penduga ragam sisaan



$m$  = banyaknya parameter yang diduga dalam model  
 Model terbaik adalah model yang memiliki nilai AIC terkecil ( Wei, 1990).

### 2.2.3. Pengujian Nonlinearitas

Dalam melakukan pendugaan terhadap model ARIMA, fungsi autokorelasi dapat membantu dalam mengidentifikasi model dan nilai autokorelasi residual merupakan alat penting dalam memeriksa apakah model ARIMA yang didapat telah sesuai. Akan tetapi, fungsi autokorelasi yang digunakan dalam model linier seperti model ARIMA seringkali tidak tepat jika digunakan dalam model nonlinier. Salah satu alasan adalah koefisien autokorelasi mengukur hubungan linier antara  $Z_t$  dan  $Z_{t-1}$ , sehingga fungsi autokorelasi dapat gagal dalam mendeteksi adanya hubungan nonlinier dalam data deret waktu. Apabila peneliti tertarik pada hubungan nonlinier dalam data deret waktu, sebaiknya menggunakan nilai autokorelasi dari kuadrat residual atau kubik residual. Metode yang dapat digunakan untuk menguji nonlinearitas data adalah metode *The Regression Error Specification Test* (RESET) (Enders, 2004). Hipotesis yang digunakan dalam pengujian nonlinieritas adalah:

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_H = 0$$

lawan

$$H_1 : \text{paling tidak satu } \alpha_H \neq 0$$

Langkah-langkah pengujian nonlinieritas dengan RESET test:

1. Menduga model linier ARIMA terbaik. Hitung residual ( $e_t$ ) dan nilai fit model ( $\hat{y}_t$ )
2. Memilih nilai H ( power nilai fit ) dan menduga persamaan regresi

$$e_t = \delta z_t + \sum_{h=1}^H \alpha_h \hat{y}_t^h \text{ untuk } H \geq 2 \quad (2.20)$$

di mana  $\delta z_t$  merupakan suatu konstanta.

Diketahui *restricted equation* adalah

$$e_t = \delta z_t + \alpha_i \hat{y}_t, i=1...N \quad (2.21)$$

dan *unrestricted equation* (H=2) adalah

$$e_t = \delta z_t + \alpha_i \hat{y}_t + \alpha_i \hat{y}_t^2 \quad (2.22)$$

Pendugaan parameter diperoleh dengan metode OLS (*Ordinary Least Square*).

Statistik uji:

$$F_{(M;N-K)} = \frac{(SSR_R - SSR_{UR})/M}{SSR_{UR}/(N-K)} \quad (2.23)$$

di mana:

$SSR_R$  = jumlah kuadrat residual *restricted equation*

$SSR_{UR}$  = jumlah kuadrat residual *unrestricted equation*  
 $M$  = jumlah parameter yang diduga dalam *restricted equation*  
 $N$  = jumlah data pengamatan  
 $K$  = jumlah parameter yang diduga dalam *unrestricted equation*

Jika  $F_{(M;N-K)} < F_{tabel}$  atau nilai- $p > \alpha$ , maka  $H_0$  diterima atau data mempunyai pola linier. Sebaliknya, apabila  $F_{(M;N-K)} > F_{tabel}$  atau nilai- $p < \alpha$ , maka  $H_0$  ditolak yang artinya data mempunyai pola nonlinier.

### 2.3. Threshold Autoregressive (TAR)

Model TAR merupakan generalisasi dari model *Autoregressive* (AR) yang memperbolehkan perbedaan daerah deret, yang tergantung dari masa lalunya. Model TAR dibentuk dari beberapa model deret waktu yang linier yaitu model AR pada setiap daerah, yang menyatu menjadi sebuah model yang mempunyai *threshold*.

#### 2.3.1. Model Autoregressive

Menurut Cryer (1986), proses autoregressive merupakan bentuk regresi atas dirinya sendiri. Proses autoregressive merupakan suatu bentuk regresi tetapi bukan menghubungkan variabel bebas dengan variabel tak bebas, melainkan menghubungkan nilai-nilai saat ini dengan nilai sebelumnya pada masing-masing variabel dengan lag yang bervariasi (Box dan Jenkins, 1976). Sebuah proses autoregressive (AR) dengan orde sebanyak  $p$  dapat ditulis dengan:

$$Z_t - \phi_1 Z_{t-1} - \phi_2 Z_{t-2} - \dots - \phi_p Z_{t-p} = a_t \quad (2.24)$$

Nilai parameter dari model autoregressive harus terletak pada batas-batas tertentu agar dapat memenuhi asumsi stasioneritas. Batas nilai parameter untuk model autoregressive orde pertama (AR(1)) adalah  $|\phi_1| < 1$  atau  $-1 < \phi_1 < 1$ . Sedangkan untuk AR(2), batas dari nilai parameter adalah  $-1 < \phi_1 < 1$ ,  $\phi_1 + \phi_2 < 1$  dan  $\phi_2 - \phi_1 < 1$  (Box dan Jenkins, 1976). Plot ACF untuk model AR( $p$ ) berbentuk menurun eksponensial atau gelombang sinus dan koefisien PACF tidak nyata setelah lag ke- $p$  (Cryer, 1986).

#### 2.3.2. Model TAR

Model TAR ( $k;p,d,\gamma$ ) dengan  $k$  ( $k \geq 2$ ) *regimes* (daerah pembagian) didefinisikan sebagai berikut (Fan dan Yao, 2005):

$$Z_t = \sum_{j=1}^k \{ \phi_{j0} + \phi_{j1} Z_{t-1} + \phi_{j2} Z_{t-2} + \dots + \phi_{j,p} Z_{t-p} + \sigma_j \epsilon_t \} \psi_j(\gamma) \quad (2.25)$$

di mana

- $\varepsilon_t$  = sisaan yang merupakan variabel acak berdistribusi normal baku  $\{\varepsilon_t\} \sim IID(0,1)$
- $d$  = delay
- $p_k$  = orde *autoregressive*
- $\phi_{jk}$  = parameter *autoregressive*
- $\psi_j$  = fungsi indikator *regimes*
- $\gamma$  = *threshold* dengan  $\gamma = (\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_{k-1})$  dan  $\gamma_1 < \gamma_2 < \dots < \gamma_{k-1}$

### 2.3.3. Model TAR dengan *Threshold Tunggal*

Dari model umum pada persamaan 2.25, model TAR ( $2;p,d,\gamma$ ) dengan *threshold* tunggal dan dua buah *regime* dapat dinyatakan sebagai berikut:

$$Z_t = \sum_{j=1}^2 \left\{ \phi_{j0} + \phi_{j1}Z_{t-1} + \phi_{j2}Z_{t-2} + \dots + \phi_{jp}Z_{t-p} + \varepsilon_t \right\} \psi_j(\gamma) \quad (2.26)$$

di mana

$$\psi_1(\gamma) = I(Z_{t-d} > \gamma) \text{ dan } \psi_2(\gamma) = I(Z_{t-d} \leq \gamma)$$

Kedua daerah untuk model TAR ( $2;p,d,\gamma$ ) dengan *threshold* tunggal tersebut merupakan komposisi dua model linier (sublinier) yang pada masing-masing daerah mengikuti proses AR sebagai berikut:

$$Z_t = \begin{cases} \phi_{1,0} + \phi_{1,1}Z_{t-1} + \dots + \phi_{1,p}Z_{t-p} + \varepsilon_t, & \text{jika } Z_{t-d} > \gamma \\ \phi_{2,0} + \phi_{2,1}Z_{t-1} + \dots + \phi_{2,p}Z_{t-p} + \varepsilon_t, & \text{jika } Z_{t-d} \leq \gamma \end{cases} \quad (2.27)$$

Dua model pada persamaan 2.27 dapat dinyatakan dalam satu model dengan menyisipkan variabel *dummy* yang bernilai 1 untuk  $Z_{t-d} > \gamma$  dan bernilai nol untuk  $Z_{t-d} \leq \gamma$  yaitu (Hansen, 1999):

$$Z_t = \phi_{1,0} + \phi_{1,1}Z_{t-1} + \dots + \phi_{1,p}Z_{t-p} + \phi_{2,0}D + \phi_{2,1}DZ_{t-1} + \dots + \phi_{2,p}DZ_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2.28)$$

### 2.3.4. Model *Multiple Threshold Autoregressive (MTAR)*

Dalam beberapa kasus seringkali terjadi model TAR dengan *threshold* tunggal tidak layak digunakan karena sisaan tidak *white noise*. Salah satu solusi untuk mengatasi hal tersebut adalah dengan mempertimbangkan lebih dari satu kemungkinan *threshold*.

Model MTAR ( $k; p, d, \gamma$ ) dengan  $k$  regimes dan  $k-1$  threshold didefinisikan sebagai berikut:

$$Z_t = \sum_{j=1}^k \left\{ \phi_{j0} + \phi_{j1}Z_{t-1} + \phi_{j2}Z_{t-2} + \dots + \phi_{jp_j}Z_{t-p_j} + \sigma_j \varepsilon_t \right\} \psi_j(\gamma)$$

di mana  $k$  buah regimes didefinisikan sebagai berikut (Wong, 2005):

$$\psi_j(\gamma) = I(z_{t-d} \leq \gamma_j);$$

$$\psi_j(\gamma) = I(\gamma_j < z_{t-d} \leq \gamma_{j+1});$$

:

$$\psi_k(\gamma) = I(z_{t-d} > \gamma_{k-1}) \quad (2.29)$$

untuk

$$j = 1, \dots, k$$

$$p = \max(p_1, p_2, \dots, p_k)$$

$$t = 1, 2, 3, \dots, T$$

$\gamma = (\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_{k-1})$  merupakan parameter *threshold* yang akan diestimasi.

$z_{t-d}$  = merupakan variabel *threshold*

Dari model umum pada persamaan 2.29, model MTAR ( $3;p,d,\gamma$ ) dengan dua *threshold* dan tiga buah *regime* dapat dinyatakan sebagai berikut:

$$Z_t = \sum_{j=1}^3 \left\{ \phi_{j0} + \phi_{j1}Z_{t-1} + \phi_{j2}Z_{t-2} + \dots + \phi_{jp_j}Z_{t-p_j} + \varepsilon_t \right\} \psi_j(\gamma) \quad (2.30)$$

di mana

$$\psi_1(\gamma) = I(z_{t-d} \leq \gamma_1);$$

$$\psi_2(\gamma) = I(\gamma_1 < z_{t-d} \leq \gamma_2);$$

$$\psi_3(\gamma) = I(z_{t-d} > \gamma_2);$$

Ketiga *regimes* untuk model MTAR ( $3;p,d,\gamma$ ) pada persamaan 2.30 merupakan komposisi tiga model (sublinier) yang pada masing-masing daerah mengikuti proses AR sebagai berikut:

$$Z_t = \begin{cases} \phi_{1,0} + \phi_{1,1}Z_{t-1} + \phi_{1,2}Z_{t-2} + \dots + \phi_{1,p_1}Z_{t-p_1} + \varepsilon_t, & z_{t-d} \leq \gamma_1 \\ \phi_{2,0} + \phi_{2,1}Z_{t-1} + \phi_{2,2}Z_{t-2} + \dots + \phi_{2,p_2}Z_{t-p_2} + \varepsilon_t, & \gamma_1 < z_{t-d} \leq \gamma_2 \\ \phi_{3,0} + \phi_{3,1}Z_{t-1} + \phi_{3,2}Z_{t-2} + \dots + \phi_{3,p_3}Z_{t-p_3} + \varepsilon_t, & z_{t-d} > \gamma_2 \end{cases} \quad (2.31)$$

### 2.3.5. Pendugaan Parameter Model MTAR

Parameter model MTAR ( $k:p,d,\gamma$ ) dapat diduga dengan menggunakan metode *Ordinary least Square* (OLS) (Enders, 2004). Dari persamaan 2.29, parameter yang diduga adalah  $\emptyset$  dan  $\gamma = (\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_{k-1})$ . Model pada persamaan 2.29 dapat ditulis dalam bentuk matriks menjadi

$$Y = \sum_{j=1}^k I_j(\gamma) X \beta_j + U \quad (2.32)$$

di mana

$$X_{(T-p) \times (p+1)} = \begin{pmatrix} 1 & z_{T-1} & z_{T-2} & \dots & z_{T-p} \\ 1 & z_{T-2} & z_{T-3} & \dots & z_{T-p-1} \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 1 & z_p & z_{p-1} & \dots & z_1 \end{pmatrix}$$

$$I_j(\gamma) = \text{diag}\{\psi_{i,T}(\gamma), \psi_{i,T-1}(\gamma), \dots, \psi_{i,p+1}(\gamma)\}$$

$$Y = (z_T, z_{T-1}, \dots, z_{p+1})'$$

$$\beta_j = (\emptyset_{1,0}, \emptyset_{1,2}, \dots, \emptyset_{1,p})', j=1, 2, \dots, k$$

$$U = (\varepsilon_T, \varepsilon_{T-1}, \dots, \varepsilon_{p+1})'$$

$$\gamma = (\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_{k-1})$$

Penduga OLS untuk  $\beta_j$  adalah

$$\hat{\beta}_j(\gamma) = (X' I_j(\gamma) X)^{-1} X' I_j(\gamma) Y \quad (2.33)$$

Dengan ragam sisaan (*Residual Sum of Square*) adalah

$$\hat{\sigma}_n^2(\gamma) = \sum_{j=1}^k I_j(\gamma) X \beta_j + U - \sum_{j=1}^k I_j(\gamma) X \hat{\beta}_j^2 \quad (2.34)$$

Metode OLS untuk menduga  $\gamma = (\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_{k-1})$  yang meminimumkan ragam sisaan, yaitu:

$$\hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma \in \Omega} \hat{\sigma}_n^2(\gamma) \quad (2.35)$$

di mana  $\Omega = \left| \underline{\gamma}_1, \overline{\gamma}_1 \right| \times \left| \underline{\gamma}_2, \overline{\gamma}_2 \right| \times \dots \times \left| \underline{\gamma}_{k-1}, \overline{\gamma}_{k-1} \right|$  adalah batas *threshold* yang diduga. Arg pada persamaan 2.35 adalah sejenis

fungsi arc yang digunakan untuk menduga besarnya *threshold* yang meminimumkan ragam sisaan.

### 2.3.6. Pengujian Asumsi Sisaan

Pengujian asumsi sisaan dilakukan untuk memeriksa apakah sisaan bersifat *white noise* atau tidak. *White noise* mempunyai rata-rata konstan ( $E(a_t) = \mu_a$ ) atau biasanya diasumsikan nol) dan mempunyai ragam konstan ( $Var(a_t) = \sigma_a^2$ ) serta  $\gamma_k = cov(a_t, a_{t-k}) = 0$  untuk semua  $k \neq 0$ . Pemeriksaan asumsi sisaan dapat dilakukan dengan:

a. Pengujian Autokorelasi sisaan dengan plot ACF

Pengujian koefisien autokorelasi apakah berbeda nyata dengan nol atau tidak menggunakan selang kepercayaan dengan rumus batas atas dan batas bawah  $0 \pm Z/\sqrt{n}$ , di mana  $Z$  merupakan nilai titik kritis sebaran  $Z$  pada  $\alpha$ . Jika nilai dari koefisien autokorelasi kurang dari batas bawah atau lebih dari batas atas atau berada di luar selang kepercayaan, maka nilai koefisien autokorelasinya berbeda nyata dengan nol (Hanke dan Reitsch, 2003).

b. Uji *Kolmogorov Smirnov*

Pengujian asumsi sisaan model berdistribusi normal atau tidak, dengan hipotesis sebagai berikut:

$$H_0: F(x) = F_0(x) \quad (\text{sisaan berdistribusi normal})$$

lawan

$$H_1: F(x) \neq F_0(x) \quad (\text{sisaan tidak berdistribusi normal})$$

Statistik uji yang digunakan adalah

$$D = \text{Maks}|S(x) - F_0(x)| \quad (2.36)$$

di mana

$F(x)$  = fungsi distribusi yang belum diketahui

$F_0(x)$  = fungsi distribusi yang dihipotesiskan berdistribusi normal

$S(x)$  = fungsi distribusi kumulatif yang diobservasi dari suatu sampel random dengan  $N$  observasi, di mana  $S(x) = k/N$  dengan  $k$  merupakan banyaknya observasi yang sama atau kurang dari  $x$ .

Tolak  $H_0$  jika nilai  $D > D_{(n,1-\alpha)}$  atau nilai- $p < \alpha$ , artinya sisaan tidak berdistribusi normal (Wei, 1990).

c. Uji *White* Heterokedastisitas

Homogenitas ragam sisaan model dapat dideteksi dengan *White Test* (Gujarati, 2003).

Langkah-langkah *White* Heterokedastisitas test:

1. Estimasi model, misalnya dengan  $k$  variabel bebas sebagai berikut:

$$y = \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k + u \tag{2.37}$$

Jika model diduga terdapat heterokedastisitas maka dibentuk *auxiliary regression* (regresi bantu) sebagai berikut:

$$\hat{u}^2 = \delta_0 + \delta_1 x_1 + \dots + \delta_k x_k + \delta_{k+1} x_1^2 + \dots + \delta_{k+k} x_k^2 + \delta_{k+k+1} x_1 x_2 + \dots + \delta_{k+k+C} x_{k-1} x_k + \text{error} \tag{2.38}$$

di mana  $C =$  kombinasi 2 dari pilihan  $k$

2. Hipotesis

$$H_0: \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_k = 0$$

lawan

$$H_1: \text{paling tidak satu } \delta_i \neq 0, i = 1 \dots k$$

3. Statistik uji

$$F_{(k;n-k-1)} = \frac{SSR_{aux}/k}{(1-SSR_{aux})/(n-k-1)} \tag{2.39}$$

di mana:

$SSR_{aux}$  = jumlah kuadrat residual *auxiliary regression*

$n$  = jumlah data pengamatan

$k$  = jumlah variable bebas (di luar intersep)

Tolak  $H_0$  apabila  $F_{(k;n-k-1)} > F_{\text{tabel}}$  atau nilai- $p < \alpha$ , artinya terdapat heterokedastisitas.

**2.3.7. Delay**

*Delay* merupakan *lag*  $k$  pada  $Z_t$  di mana  $Z_{t-k}$  mempunyai hubungan linier dengan  $Z_t$ , dengan  $k=1,2,\dots$ . Pada umumnya nilai *delay* tidak diketahui sehingga harus diduga. Nilai *delay* dapat ditentukan dengan memasukkan setiap *lag* pada persamaan ARIMA. *Delay* yang dipilih merupakan *delay* yang meminimumkan MSE (*Mean Square Error*) atau pun AIC (Enders, 2004).

**2.3.8. Threshold**

*Threshold* adalah suatu titik di mana pada titik tersebut terjadi pergantian kelinearan model. Titik ini disebut juga titik belok. *Threshold* ( $\gamma$ ) harus terletak di antara batas tertentu dari deret waktu. Batas yang digunakan untuk data yang berpotensi menjadi



*threshold* sebesar 70% dari data dengan mengabaikan 15% batas atas data dan 15% batas bawah dari nilai maksimum dan minimum data. Jika jumlah pengamatan sangat besar, batas pengabaianya adalah 10% sehingga nilai yang berpotensi untuk menjadi *threshold* adalah sebesar 80%. Nilai pengamatan yang terletak di luar batas tersebut tidak dapat diduga sebagai nilai *threshold*. Regresi yang mempunyai nilai MSE terkecil menghasilkan penduga *threshold* yang konsisten, sehingga nilai  $\gamma_1$  dapat ditentukan secara iteratif berdasarkan nilai  $Z_t$  yang masuk dalam batas yang ditentukan (Enders, 2004).

Melalui model TAR dengan *threshold* tunggal diperoleh penduga *threshold* pertama ( $\hat{\gamma}_1$ ) yang konsisten sebagai *constraint* untuk menduga *threshold* kedua ( $\hat{\gamma}_2$ ).  $\hat{\gamma}_1$  dan  $\hat{\gamma}_2$  kemudian akan menjadi *constraint* untuk menduga  $\hat{\gamma}_3$ , dan seterusnya di mana nilai *threshold* ke- $j$  lebih kecil daripada *threshold* ke- $j+1$  (Hansen, 1999). Nilai MSE setelah *threshold* pertama akan terus meningkat sampai titik tertentu dan kemudian akan menurun kembali sampai memperoleh *threshold* selanjutnya. Nilai MSE yang bernilai minimum di beberapa titik mengindikasikan terdapat lebih dari satu *threshold* (Enders, 2004).

### 2.3.9. Peramalan

Peramalan adalah suatu metode untuk menduga atau memprediksi kejadian-kejadian yang akan terjadi pada masa mendatang dengan berdasarkan data-data masa lalu (Makridakis dkk, 1999). Pada model TAR, peramalan dilakukan secara bertahap per periode. Ramalan satu periode ke depan (*one step ahead forecast*) untuk  $Z_{t+1}$  adalah

$$\hat{Z}_{t+1|t} = E[Z_{t+1}|\Omega_t] = F(y_t; \phi) \quad (2.40)$$

di mana

$\hat{Z}_{t+1}$  = nilai ramalan untuk periode  $t+1$

$\Omega_t = (Z_t, Z_{t-1}, \dots, Z_{t-n+1})$

$F(y_t; \phi)$  = fungsi nonlinier yang menggambarkan model TAR pada persamaan 2.25.

$y_t = (Z_t, Z_{t-1}, \dots, Z_{t-p+1})$

$\phi = (\phi_{1,0}, \phi_{1,2}, \dots, \phi_{1,p})$

Ramalan dua periode ke depan (*two step ahead forecast*) adalah

$$\hat{Z}_{t+2|t} = E[Z_{t+2}|\Omega_t] = E[F(y_{t+1}; \phi)|\Omega_t] \quad (2.41)$$

Ramalan  $h$  periode ke depan (*multi step ahead forecast*) adalah

$$\hat{Z}_{t+h|t} = E[Z_{t+h}|\Omega_t] = F(y_{t+h-1}; \phi), h \leq 1 \quad (2.42)$$

(Liu dan Feng, 2002).





## BAB III METODOLOGI PENELITIAN

### 3.1. Data Penelitian

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data sekunder harga saham harian Bank BNI (28 Desember 2006 sampai 31 Oktober 2008) yang diperoleh dari Pojok BEJ Universitas Brawijaya dan data kurs jual harian EURO (28 Januari 2002 sampai 31 Desember 2008) yang dapat diakses di <http://www.bi.go.id/web/id/Moneter/Kurs+Bank+Indonesia/Kurs+Uang+Kertas+Asing/#>.

### 3.2. Metode Analisis Data

#### 3.2.1. Pemodelan ARIMA

Pemodelan data deret waktu dengan model TAR ( $k;p,d,\gamma$ ) diawali dengan pemodelan ARIMA. Langkah-langkah pemodelan ARIMA:

1. Membuat plot data deret waktu untuk data asli.
2. Melakukan pemeriksaan apakah kestasioneran ragam telah terpenuhi dengan menggunakan nilai  $\lambda$  pada transformasi Box-Cox. Apabila data belum stasioner terhadap ragam, maka dilakukan transformasi Box-Cox menggunakan persamaan (2.2).
3. Memeriksa kestasioneran rata-rata dengan uji Dickey Fuller pada persamaan (2.4) jika data tidak stasioner dilakukan differensiasi.
4. Menentukan model tentatif AR ( $p$ ) dengan melihat plot ACF dan PACF data yang sudah stasioner terhadap ragam dan rata-rata.
5. Melakukan pendugaan parameter model AR ( $p$ ).
6. Memeriksa model AR ( $p$ ) tentatif dengan uji Ljung Box Q seperti pada persamaan 2.18.
7. Memilih model ARIMA terbaik berdasarkan nilai AIC yang didapatkan dari persamaan 2.19.
8. Melakukan uji linearitas dengan metode RESET test sesuai prosedur pada sub bab 2.2.3. Apabila data nonlinier maka diteruskan dengan pemodelan TAR.

### 3.2.1. Pemodelan TAR dengan *threshold* tunggal

Langkah-langkah pemodelan TAR dengan *threshold* tunggal

1. Menduga *delay* ( $d$ ) dengan meregresikan  $Z_t$  terhadap setiap *lag* pada persamaan ARIMA untuk data yang telah stasioner. *Delay* yang dipilih adalah *lag* yang mempunyai MSE terkecil.
2. Menduga nilai *threshold* ( $\gamma_1$ ). Jumlah *threshold* yang diduga dibatasi satu buah. Besar nilai  $\gamma_1$  ditentukan dengan iterasi. Proses iterasi adalah meregresikan  $Z_t$  terhadap *time lag*  $Z_t$  dengan variable *dummy* seperti pada persamaan 2.28 untuk masing-masing nilai  $\gamma_1$ . Nilai yang berpotensi menjadi  $\gamma$  adalah data yang termasuk dalam batas 70% dengan mengabaikan batas atas dan batas bawah masing-masing 15% dari nilai maksimum dan minimum data. *Threshold* yang dipilih adalah nilai  $\gamma_1$  yang dapat meminimumkan MSE. Makro untuk mendapatkan *threshold* ( $\gamma_1$ ) ditampilkan pada Lampiran 32 untuk data harga saham BNI dan Lampiran 33 untuk data kurs jual EURO.

$$Dummy = \begin{cases} 1 & \text{untuk } (z_{t-d} > \gamma_1) \\ 0 & \text{untuk } (z_{t-d} \leq \gamma_1) \end{cases}$$

3. Melakukan pendugaan parameter model TAR ( $k;p,d,\gamma$ ) pada persamaan 2.28 dengan *threshold* tunggal menggunakan *delay* dan *threshold* yang telah terpilih. Pendugaan parameter adalah dengan menggunakan metode OLS.
4. Melakukan pemeriksaan asumsi sisaan model yang terbentuk dengan pengujian sesuai sub bab 2.3.6. Jika sisaan yang dihasilkan sudah bersifat *white noise*, maka model sudah sesuai. Namun apabila sisaan yang dihasilkan tidak bersifat *white noise* maka dapat dilanjutkan dengan pemodelan TAR dengan *multiple threshold* (MTAR).

### 3.2.2. Pemodelan TAR dengan *multiple threshold*

1. Menduga pasangan *threshold*.  $\hat{\gamma}_1$  merupakan *threshold* konsisten yang telah diperoleh dari pemodelan TAR dengan *threshold* tunggal. Pemilihan *threshold* dilakukan dengan mengplotkan nilai MSE dari semua kemungkinan *threshold*. Nilai MSE setelah *threshold* pertama ( $\hat{\gamma}_1$ ) akan terus

meningkat sampai titik tertentu dan kemudian akan menurun kembali sampai titik minimum kedua. *Threshold* yang menghasilkan nilai MSE minimum kedua tersebut merupakan  $\hat{\gamma}_2$  (Enders, 2004). Makro untuk mendapatkan nilai MSE dari semua kemungkinan *threshold* ditampilkan pada Lampiran 32 untuk data harga saham BNI dan Lampiran 33 untuk data kurs jual EURO.

- Melakukan pendugaan parameter model MTAR ( $k;p,d,\gamma$ ) pada persamaan 2.29 dengan menyisipkan variabel *dummy* menggunakan *delay* dan pasangan *threshold* yang telah terpilih. Pola variabel *dummy* menggunakan matriks identitas  $I_{k-1}$  yang digandengkan dengan satu baris yang terdiri atas nol semuanya, di mana  $k$  merupakan jumlah *regimes*. Pendugaan parameter adalah dengan menggunakan metode OLS. Sebagai contoh, ketiga model pada persamaan 2.31 dapat dinyatakan dalam satu model dengan menyisipkan dua variabel *dummy*, misalnya  $D_1$  dan  $D_2$ . Selanjutnya diasumsikan bahwa:

$$(D_1, D_2) = \begin{cases} (0,0) & \text{untuk } (z_{t-d} \leq \gamma_1) \\ (1,0) & \text{untuk } (\gamma_1 < z_{t-d} \leq \gamma_2) \\ (0,1) & \text{untuk } (z_{t-d} > \gamma_2) \end{cases}$$

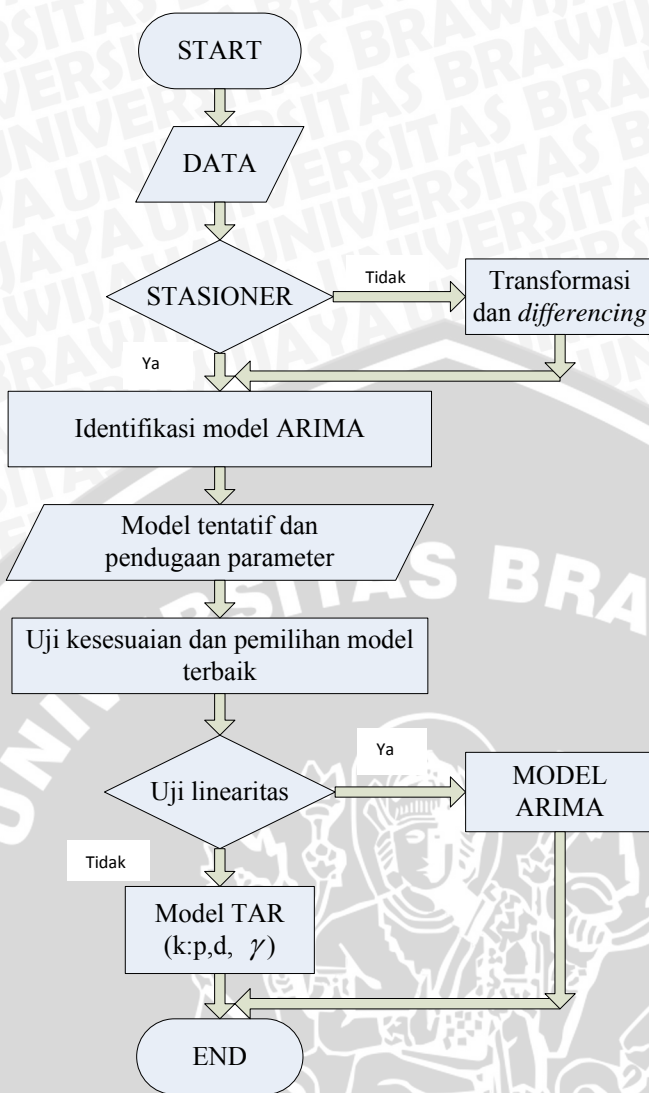
Sehingga model pada persamaan 2.31 akan menjadi:

$$Z_t = (\phi_{1,0} + \phi_{1,1}Z_{t-1} + \phi_{1,2}Z_{t-2} + \dots + \phi_{1,p_j}Z_{t-p_j}) + D_1(\phi_{2,0} + \phi_{2,1}Z_{t-1} + \phi_{2,2}Z_{t-2} + \dots + \phi_{2,p_j}Z_{t-p_j}) + D_2(\phi_{3,0} + \phi_{3,1}Z_{t-1} + \phi_{3,1}Z_{t-2} + \dots + \phi_{3,p_j}Z_{t-p_j}) + \epsilon_t$$

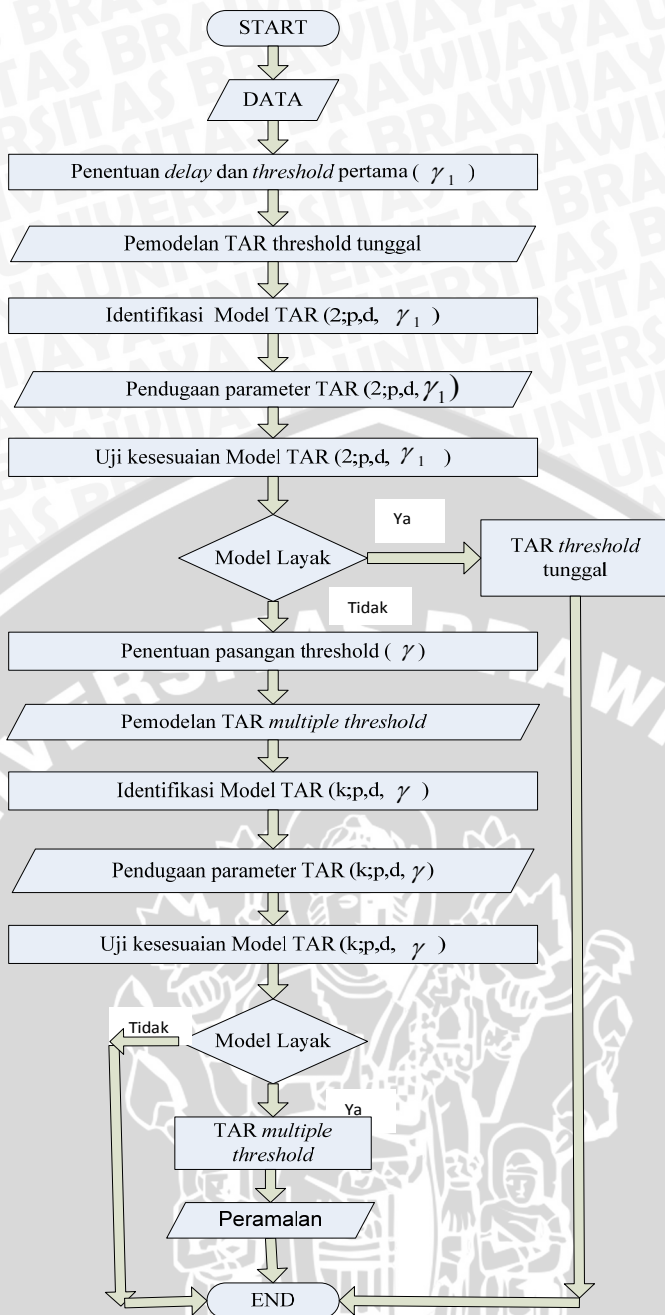
- Melakukan pemeriksaan asumsi sisaan model yang terbentuk dengan pengujian sesuai sub bab 2.3.6. Jika sisaan yang dihasilkan sudah bersifat *white noise*, maka model sudah sesuai. Namun apabila sisaan yang dihasilkan tidak bersifat *white noise* maka pemodelan MTAR langsung berakhir yang berarti bahwa pemodelan MTAR dalam penelitian ini belum sesuai menggambarkan karakteristik data.
- Melakukan peramalan dengan memasukkan nilai  $Z_t$  ke dalam model TAR yang telah diperoleh.

Paket program yang digunakan dalam penelitian ini adalah E-views versi 4.0 dan Minitab 14.

### 3.3. Diagram Alir Penelitian



Gambar 3.1 Diagram Alir Pemodelan ARIMA



**Gambar 3.2 Diagram Alir Pemodelan TAR**



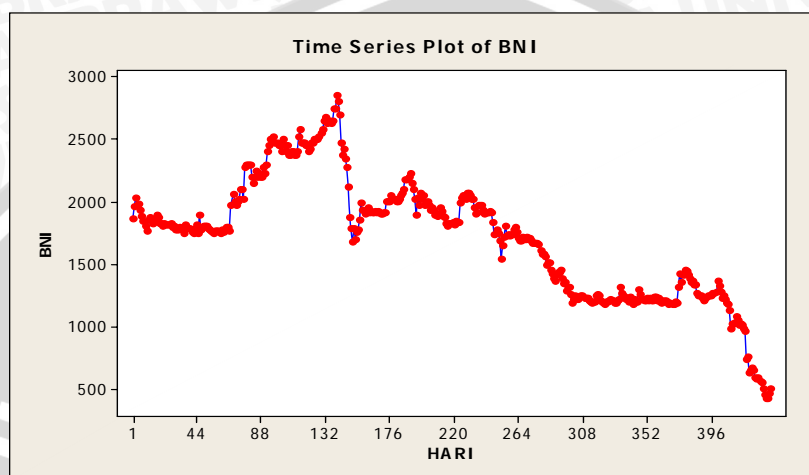
## BAB IV HASIL DAN PEMBAHASAN

### 4.1. Studi Kasus Harga Saham Bank BNI

#### 4.1.1. Pemodelan ARIMA

##### 1. Plot Data

Langkah awal dalam pemodelan ARIMA adalah dengan membuat plot data harga saham Bank BNI. Plot data ini bertujuan untuk mengetahui secara deskriptif karakteristik dari harga saham Bank BNI. Plot harga saham harian BNI (28 Desember 2006 sampai 31 Oktober 2008) dapat dilihat pada Gambar 4.1.



Gambar 4.1 Plot Harga Saham BNI

Gambar 4.1 menunjukkan bahwa harga saham BNI selama 28 Desember 2006 sampai 30 Oktober 2008 tidak konstan pada suatu nilai tertentu dan secara umum mengalami penurunan. Harga saham BNI mengalami kenaikan yang cukup tajam pada periode ke-66 (4 April 2007) sampai dengan periode ke-142 (26 Juli 2008) di mana pada periode tersebut pasar saham mendapat sentimen positif akibat membaiknya ekonomi AS. Selain itu, kenaikan harga saham BNI juga disebabkan adanya penguatan indeks kepercayaan konsumen sehingga harga saham BNI mencapai titik tertinggi pada periode ke-140 (25 Juli 2007) sebesar Rp.2850 per saham. Pada periode selanjutnya, secara umum harga saham BNI terus mengalami



penurunan. Pada bulan Mei 2008 arah pergerakan saham dibayangi oleh aksi demo besar-besaran akibat adanya isu kenaikan harga BBM. Harga saham BNI mencapai titik terendah sebesar Rp.430 pada periode ke-433 (28 Oktober 2008) akibat memburuknya pasar global.

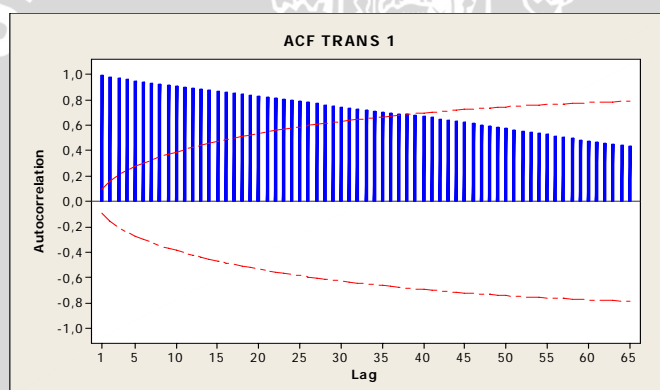
Gambar 4.1 menunjukkan bahwa indeks harga saham mengalami penurunan. Hal ini berarti bahwa pada variabel tersebut terdapat pola *trend* turun.

## 2. Pemeriksaan Stasionaritas Ragam dan Rata-Rata

Dari Gambar 4.1 adanya *trend* turun menunjukkan bahwa data tidak stasioner terhadap ragam dan rata-rata. Pemeriksaan kestasioneran data terhadap ragam dapat dilihat dari nilai parameter transformasi Box-Cox, sedangkan untuk kestasioneran rata-rata menggunakan uji Dickey Fuller.

Sebelum dilakukan transformasi Box-Cox nilai  $\lambda = 0,64$  (belum mendekati 1) menandakan bahwa data belum stasioner terhadap ragam. Oleh karena itu, perlu dilakukan transformasi Box-Cox. Setelah ditransformasi, nilai  $\lambda = 1,29$  berada di sekitar angka 1 sehingga data sudah stasioner terhadap ragam. Transformasi Box-Cox selengkapnya ditampilkan pada Lampiran 2.

Kestasioneran terhadap rata-rata dapat dilihat plot ACF data hasil transformasi atau dengan uji Dickey Fuller. Apabila data belum stasioner terhadap rata-rata maka perlu dilakukan *differencing*. Plot ACF harga saham BNI dapat dilihat pada Gambar 4.2.



Gambar 4.2 Plot ACF Harga Saham BNI

Gambar 4.2 menunjukkan bahwa nilai-nilai autokorelasinya signifikan sampai lag 35 dan turun mendekati nol pada time lag sesudahnya. Dari hasil uji Dickey Fuller nilai-p sebelum dilakukan differencing adalah 0,1125 yang berarti bahwa data belum stasioner terhadap rata-rata. Kestasioneran data terhadap rata-rata diperoleh setelah dilakukan 2 kali differencing dengan nilai-p adalah 0,0000 dapat dilihat pada Lampiran 3.

### 3. Identifikasi Model ARIMA

Identifikasi model ARIMA dengan mengamati plot ACF dan PACF data yang sudah stasioner terhadap ragam dan rata-rata dapat dilihat pada Lampiran 4. Orde model ARIMA tentatif dilihat dari nilai autokorelasi yang signifikan pada time lag tertentu.

Model tentatif ARIMA (p,d,q) yang digunakan dalam penelitian ini untuk orde p dibatasi sampai orde ketiga. Dari plot ACF dapat diketahui bahwa semua nilai autokorelasi tidak signifikan. Sedangkan dari plot PACF dapat diketahui bahwa nilai autokorelasi signifikan pada lag 1 dan 18 sehingga model tentatif ARIMA ditampilkan pada Tabel 4.1.

Tabel 4.1. Signifikansi Lag Nilai Autokorelasi dan Model Tentatif ARIMA (Data Harga Saham BNI)

Lag yang signifikan		Model tentatif ARIMA
ACF	PACF	
0	1,18	ARIMA(1,2,0)
		ARIMA(2,2,0)
		ARIMA(3,2,0)

### 4. Pendugaan Parameter Model ARIMA

Langkah selanjutnya dilakukan pendugaan parameter model tentatif ARIMA. Pendugaan parameter model tentatif ARIMA ditampilkan pada Lampiran 5 dan disajikan secara ringkas dalam Tabel 4.2.

Tabel 4.2. Pendugaan Parameter Model ARIMA (Data Harga Saham BNI)

Model Tentatif	Parameter	Koefisien	Nilai-p
ARIMA(1,2,0)	AR(1)	-0,5252	0,0000
ARIMA(2,2,0)	AR(1)	-0,6775	0,0000
	AR(2)	-0,2896	0,0040
ARIMA(3,2,0)	AR(1)	-0,7363	0,0450
	AR(2)	-0,4282	0,0010
	AR(3)	-0,2034	0,0000

5. Pengujian Kesesuaian Model ARIMA

Pengujian kesesuaian model ARIMA ditampilkan pada Lampiran 6.a yang digunakan dalam penelitian ini adalah 5%. Semua model tentatif yang terbentuk pada lag 12 sampai lag 48 mempunyai nilai-p > 0,05 atau dapat dikatakan bahwa sisaan model bersifat *white noise*. Hal ini berarti bahwa semua model tentatif layak untuk digunakan.

6. Pemilihan Model ARIMA Terbaik

Setelah dilakukan pengujian kesesuaian model maka langkah selanjutnya adalah pemilihan model ARIMA terbaik. Model ARIMA terbaik adalah model yang memiliki nilai AIC terkecil dan sisaannya memenuhi asumsi *white noise*. Nilai-nilai AIC untuk semua model tentatif ditampilkan pada Lampiran 7 dan disajikan secara ringkas dalam Tabel 4.3.

Tabel 4.3. Nilai AIC Model ARIMA (Data Harga Saham BNI)

No	Model Tentatif	Nilai AIC
1.	ARIMA(1,2,0)	20,50262
2.	ARIMA(2,2,0)	20,54557
3.	ARIMA(3,2,0)	20,62746

Dari Tabel 4.3 dapat disimpulkan bahwa model terbaik adalah ARIMA (1,2,0) dengan persamaan :

$$\begin{aligned}
 W_t &= \phi_1 W_{t-1} + a_t \\
 \text{di mana } W_t &= \nabla^2 Z_t \\
 &= \nabla Z_t - \nabla Z_{t-1} \\
 &= (Z_t - Z_{t-1}) - (Z_{t-1} - Z_{t-2}) \\
 &= Z_t - 2Z_{t-1} + Z_{t-2}
 \end{aligned}
 \tag{4.1}$$



sehingga

$$W_t = \phi_1 W_{t-1} + a_t$$

$$(Z_t - 2Z_{t-1} + Z_{t-2}) = \phi_1(Z_{t-1} - 2Z_{t-2} + Z_{t-3}) + a_t$$

$$Z_t = (2 + \phi_1) Z_{t-1} - (1 + 2\phi_1)Z_{t-2} + Z_{t-3} + a_t$$

$$Z_t = 1,4748 Z_{t-1} + 0,0504 Z_{t-2} + Z_{t-3} + a_t \quad (4.2)$$

Dari persamaan 4.2 dapat diketahui bahwa harga saham BNI saat ini dipengaruhi oleh 1,4748\* harga saham BNI periode sebelumnya ( $Z_{t-1}$ ), 0,0504\* harga saham BNI dua periode sebelumnya ( $Z_{t-2}$ ), dan 1\* harga saham BNI tiga periode sebelumnya ( $Z_{t-3}$ ).

#### 4.1.2. Uji Linearitas

Uji linearitas dilakukan dengan menggunakan RESET test dapat dilihat pada Lampiran 8. Dari RESET Test dapat dilihat bahwa nilai-p sebesar 0,012748 yang berarti bahwa model bersifat nonlinier. Oleh karena itu analisis dilanjutkan dengan pemodelan TAR dengan *threshold* tunggal.

#### 4.1.3. Pemodelan TAR dengan *Threshold* Tunggal

##### 1. Identifikasi Model TAR dengan *Threshold* Tunggal

Identifikasi model TAR adalah dengan mencari *delay* dan nilai *threshold* pertama yang dapat meminimumkan MSE.

##### a. *Delay* (*d*)

Pada pemodelan ARIMA sebelumnya didapatkan model ARIMA (1,2,0) yang memiliki persamaan:

$$Z_t = (2 + \phi_1) Z_{t-1} - (1 + 2\phi_1)Z_{t-2} + Z_{t-3} + a_t$$

Regresi antara  $Z_t$  dengan ketiga *lag*-nya yaitu

a)  $Z_t = \phi Z_{t-1} + a_t$

b)  $Z_t = \phi Z_{t-2} + a_t$

c)  $Z_t = \phi Z_{t-1} + a_t$

Nilai MSE ketiga regresi dapat dilihat pada Lampiran 9 dan disajikan secara ringkas dalam Tabel 4.4.

Tabel 4.4 *Delay* Harga Saham BNI

Lag	1	2	3
MSE	2565	5452	8701

Dari Tabel 4.4, *delay* yang meminimumkan MSE terletak pada *lag* 1 atau  $Z_{t-1}$  sehingga *delay* yang dipilih adalah  $d=1$ .

b. *Threshold* Pertama ( $\gamma_1$ )

Nilai  $\gamma_1$  yang meminimumkan MSE terletak pada data ke-206 yaitu  $\gamma_1 = 970$  dapat dilihat pada Lampiran 10. MSE terkecil model TAR dengan *threshold* tunggal adalah sebesar 2442,83.

Dari identifikasi model TAR dengan *threshold* tunggal didapatkan model TAR ( $k:p,d, \gamma_1$ ) yang terbentuk untuk data harga saham BNI adalah model TAR (2:1,1,(970)).

2. Pendugaan Parameter Model TAR dengan *Threshold* Tunggal

Pendugaan parameter model TAR ( $k:p,d, \gamma_1$ ) dilakukan untuk mengetahui besarnya koefisien model TAR ( $k:p,d, \gamma_1$ ) seperti pada persamaan berikut:

$$Z_t = \phi_{1,0} + \phi_{1,1}Z_{t-1} + \dots + \phi_{1,p}Z_{t-p} + \phi_{2,0}D + \phi_{2,1}DZ_t + \dots + \phi_{2,p}DZ_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4.3)$$

Persamaan 4.3 sama dengan model regresi linier berganda, sehingga pendugaannya adalah dengan menggunakan metode OLS. Pendugaan parameter model TAR (2:1,1,(970)) selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran 10 dan disajikan secara ringkas pada Tabel 4.5.

Tabel 4.5. Pendugaan Parameter Model TAR *single threshold* (Data Harga Saham BNI)

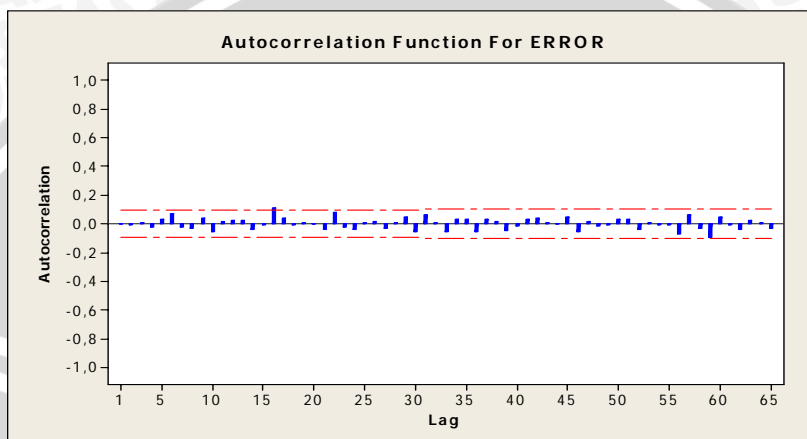
No	Parameter	Koefisien	Koefisien SE	Nilai-t	Nilai-p
1	Konstan	0,783	1,280	-1,16	0,048
2	$Z_{t-1}$	0,144	0,1252	5,71	0,000
3	$Z_{t-2}$	-1,397	0,1666	2,37	0,018
4	$Z_{t-3}$	-4,523	0,1407	-0,11	0,010
5	D	1,866	1,302	1,43	0,002
6	$DZ_{t-1}$	1,956	0,1352	2,48	0,014
7	$DZ_{t-2}$	-3,694	0,1821	-2,27	0,024
8	$DZ_{t-3}$	-5,062	0,1496	-0,17	0,008

Dari Tabel 4.5 dapat dilihat bahwa semua parameter signifikan pada taraf nyata 0,05 (nilai-p < 0,05). Dengan memasukkan variabel *dummy* sebesar 0 untuk  $Z_{t-1} \leq 970$  dan satu untuk  $Z_{t-1} > 970$ , maka model TAR (2:1,1,(970)) dapat dituliskan dalam persamaan 4.4 berikut:

$$Z_t = \begin{cases} 0,78 + 0,114 Z_{t-1} - 1,397 Z_{t-2} - 4,523 Z_{t-3} + a_t, & Z_{t-1} \leq 970 \\ 2,65 + 2,100 Z_{t-1} - 5,091 Z_{t-2} - 9,585 Z_{t-3} + a_t, & Z_{t-1} > 970 \end{cases} \quad (4.4)$$

### 3. Pengujian Kesesuaian Model TAR dengan *Threshold* Tunggal

Pengujian kesesuaian model TAR adalah dengan membandingkan koefisien autokorelasi sisaan tiap-tiap *lag* dengan batas selang  $\pm 2/\sqrt{n}$ . Secara deskriptif, pengujian kesesuaian model dengan membandingkan koefisien korelasi tiap-tiap *lag* dengan batas selang  $\pm 2/\sqrt{n}$  dapat dilakukan dengan plot ACF sisaan dari model yang terbentuk. Apabila nilai autokorelasi pada plot ACF sisaan tidak ada yang signifikan (tidak melebihi batas selang  $\pm 2/\sqrt{n}$ ) maka sisaan model TAR bersifat *white noise*. Selain itu, pengujian kesesuaian sisaan dapat dilakukan dengan menggunakan uji *Kolmogorov Smirnov* untuk menguji kenormalan sisaan serta uji *White Heterokedastisitas* untuk menguji homogenitas ragam. Plot ACF sisaan model TAR *threshold* tunggal dapat dilihat pada Gambar 4.3.



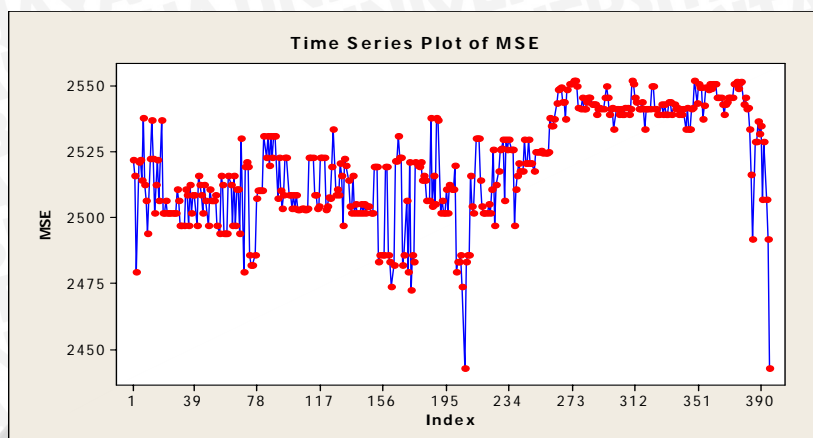
Gambar 4.3 Plot ACF Sisaan Model TAR *Threshold* Tunggal

Gambar 4.3 menunjukkan bahwa terdapat pada *lag* 16 nilai autokorelasi berada di luar batas selang  $2/\sqrt{n}$ , sehingga sisaan model TAR (2:1,1,(970)) tidak bersifat *white noise*. Dari hasil uji Kolmogorov Smirnov diperoleh nilai-p kurang dari 0,010 (sisaan tidak menyebar normal) dan White test nilai-p sebesar 0,000004 (ragam sisaan tidak homogen). Uji Kolmogorov Smirnov dan uji White selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran 11. Hal ini menunjukkan TAR (2:1,1,(970)) yang terbentuk belum sesuai sehingga perlu mempertimbangkan adanya *threshold* lebih dari satu.

#### 4.1.4. Pemodelan *Multiple Threshold Autoregressive* (MTAR)

##### 1. Identifikasi Model MTAR

Identifikasi model MTAR dilakukan dengan mengplotkan nilai MSE dari semua kemungkinan *threshold*. Nilai MSE yang bernilai minimum di beberapa titik mengindikasikan terdapat *multiple threshold*. Nilai MSE semua kemungkinan *threshold* dapat dilihat pada Gambar 4.4 dan ditampilkan selengkapnya pada Lampiran 12.



Gambar 4.4 Plot Nilai MSE semua kemungkinan *threshold*

Dari Gambar 4.4 dapat dilihat bahwa nilai MSE minimum di 2 titik yang dapat dilihat pada Tabel 4.6.

Tabel 4.6 *Multiple Threshold* Harga Saham Bank BNI

Data ke	<i>threshold</i>	MSE
206	970	2442,83
395	1020	2442,83

##### 2. Pendugaan Parameter Model MTAR

Dari proses identifikasi telah diketahui bahwa data mempunyai dua buah *threshold* yang memisahkan tiga buah *regimes*. Pendugaan parameter menggunakan metode OLS dengan menyisipkan 2 variabel *dummy* seperti ditampilkan pada Tabel 4.7.

Tabel 4.7. Variabel *dummy* (Data Harga Saham BNI)

Dummy		Regimes
D <sub>1</sub>	D <sub>2</sub>	
0	0	$Z_{t-1} \leq 970$
1	0	$970 < Z_{t-1} \leq 1020$
0	1	$Z_{t-1} > 1020$

Pendugaan parameter model MTAR (3:1,1,(970),(1020)) selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran 12 dan disajikan secara ringkas dalam Tabel 4.8.

Tabel 4.8. Pendugaan Parameter Model MTAR (Harga Saham BNI)

No	Prediktor	Koefisien	Koefisien SE	Nilai-t	Nilai-p
1	Konstan	-1,4800	30,65	-2,28	0,024
2	Z <sub>t-1</sub>	0,7144	0,1077	6,57	0,000
3	Z <sub>t-2</sub>	0,3957	0,1229	0,87	0,037
4	Z <sub>t-3</sub>	-0,0159	0,1500	2,58	0,011
5	D <sub>1</sub>	29,300	357,6	0,08	0,033
7	D <sub>2</sub>	-1,8660	45,72	1,35	0,049
8	D <sub>1</sub> Z <sub>t-1</sub>	1,2580	0,6965	0,79	0,030
9	D <sub>2</sub> Z <sub>t-1</sub>	0,3349	0,2566	2,67	0,009
10	D <sub>1</sub> Z <sub>t-2</sub>	-0,3110	0,4184	-1,00	0,019
11	D <sub>2</sub> Z <sub>t-2</sub>	-0,4131	0,1112	0,54	0,006
12	D <sub>1</sub> Z <sub>t-3</sub>	-0,3190	0,6024	-0,17	0,044
13	D <sub>2</sub> Z <sub>t-3</sub>	-0,0248	0,2772	-1,66	0,001

Dari Tabel 4.8 dapat dilihat bahwa semua penduga parameter signifikan pada taraf nyata 0,05 (nilai-p<0,05). Dengan memasukkan variabel *dummy*, maka model MTAR (3:1,1,(970),(1020)) dapat dituliskan dalam persamaan 4.5 berikut:

$$Z_t = \begin{cases} -1,48+0,714Z_{t-1}+0,396Z_{t-2}-0,016 Z_{t-3}+a_t, & Z_{t-1} \leq 970 \\ 27,8+1,972 Z_{t-1}-0,085Z_{t-2}-0,335 Z_{t-3} +a_t, & 970 < Z_{t-1} \leq 1020 \\ 0,386+1,049 Z_{t-1}-0,017Z_{t-2}-0,071 Z_{t-3} +a_t, & Z_{t-1} > 1020 \end{cases} \quad (4.5)$$



Interpetasi model MTAR (3:1,1,(970),(1020)) adalah sebagai berikut:

a. *Regime* pertama ( $Z_{t-1} \leq 970$ )

Apabila harga saham BNI pada satu periode sebelumnya kurang dari 970 maka akan mengikuti model AR sebagai berikut:

$$Z_t = -1,48 + 0,714Z_{t-1} + 0,396Z_{t-2} - 0,016Z_{t-3} + a_t \quad (4.6)$$

Dari persamaan 4.6 dapat diketahui bahwa harga saham BNI saat ini dipengaruhi oleh 0,714\*harga saham BNI periode sebelumnya ( $Z_{t-1}$ ), 0,396\* harga saham BNI dua periode sebelumnya ( $Z_{t-2}$ ), dan -0,016\*harga saham BNI tiga periode sebelumnya ( $Z_{t-3}$ ).

b. *Regime* kedua ( $970 < Z_{t-1} \leq 1020$ )

Apabila nilai harga saham BNI pada satu periode sebelumnya antara 970 sampai 1020 maka akan mengikuti model AR sebagai berikut:

$$Z_t = 27,8 + 1,972 Z_{t-1} - 0,085 Z_{t-2} - 0,335 Z_{t-3} \quad (4.7)$$

Dari persamaan 4.7 dapat diketahui bahwa harga saham BNI saat ini dipengaruhi oleh 1,972\*harga saham BNI periode sebelumnya ( $Z_{t-1}$ ), -0,085\* harga saham BNI dua periode sebelumnya ( $Z_{t-2}$ ), dan -0,335\*harga saham BNI tiga periode sebelumnya ( $Z_{t-3}$ ).

c. *Regime* ketiga ( $Z_{t-1} > 1020$ )

Apabila daerah nilai harga saham BNI pada satu periode sebelumnya lebih dari 1020 maka akan mengikuti model AR sebagai berikut:

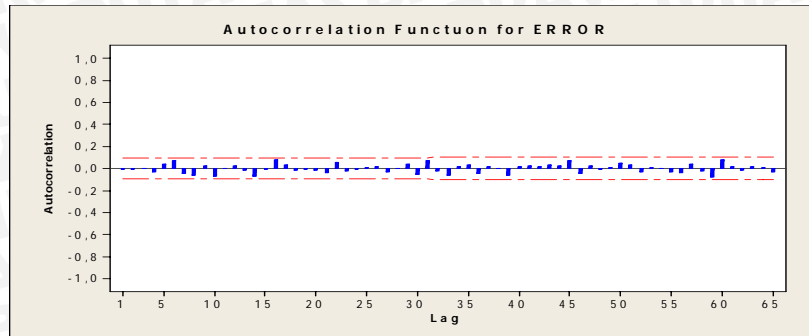
$$Z_t = 0,386 + 1,049 Z_{t-1} - 0,017 Z_{t-2} - 0,071 Z_{t-3} \quad (4.8)$$

Dari persamaan 4.8 dapat diketahui bahwa harga saham BNI saat ini dipengaruhi oleh 1,049\*harga saham BNI periode sebelumnya ( $Z_{t-1}$ ), -0,017\* harga saham BNI dua periode sebelumnya ( $Z_{t-2}$ ), dan -0,071\*harga saham BNI tiga periode sebelumnya ( $Z_{t-3}$ ).

### 3. Pengujian Kesesuaian Model MTAR

Secara deskriptif, pengujian kesesuaian model dengan membandingkan koefisien korelasi tiap-tiap *lag* dengan batas selang  $\pm 2/\sqrt{n}$  dapat dilakukan dengan plot ACF sisaan dari model yang terbentuk. Selain itu, dapat dilakukan dengan menggunakan uji

*Kolmogorov Smirnov* untuk menguji kenormalan sisaan serta uji *White* Heterokedastisitas untuk menguji homogenitas ragam. Plot ACF sisaan model MTAR dapat dilihat pada Gambar 4.5.



Gambar 4.5. Plot ACF Sisaan MTAR

Gambar 4.5 menunjukkan bahwa tidak ada nilai autokorelasi sisaan model MTAR yang melebihi batas selang  $2/\sqrt{n}$ , sehingga sisaan model MTAR *white noise*. Dari hasil uji *Kolmogorov Smirnov* diperoleh nilai-p lebih dari 0,150 (sisaan menyebar normal) dan uji *White* nilai-p sebesar 0,113805 (ragam sisaan homogen). Hal ini berarti model yang didapatkan sudah tepat dan layak digunakan. Uji *Kolmogorov Smirnov* dan uji *White* selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran 13.

#### 4. Peramalan

Ketepatan ramalan dari model yang sudah terbentuk dilakukan dengan membandingkan antara nilai aktual dan nilai ramalan. Perbandingan nilai aktual dan ramalan selengkapnya ditampilkan pada Lampiran 14. Dari hasil perbandingan dapat diketahui bahwa ramalan dengan model MTAR sudah mendekati nilai aktual. Plot antara nilai ramalan dan nilai aktual dapat dilihat pada Gambar 4.6.



Karena model MTAR (3:1,1,(970),(1020)) sudah terbukti sesuai, maka peramalan harga saham BNI 10 periode selanjutnya dapat dilihat pada Lampiran 15 dan disajikan secara ringkas pada Tabel 4.9.

Tabel 4.9. Ramalan Harga Saham BNI 10 Periode Selanjutnya

No	Ramalan
1	514,387
2	547,604
3	585,679
4	625,438
5	668,379
6	714,183
7	763,265
8	815,772
9	871,976
10	932,125

Dari Tabel 4.9 dapat diketahui bahwa harga saham BNI untuk 10 periode ke depan termasuk dalam *regime* pertama cenderung meningkat.

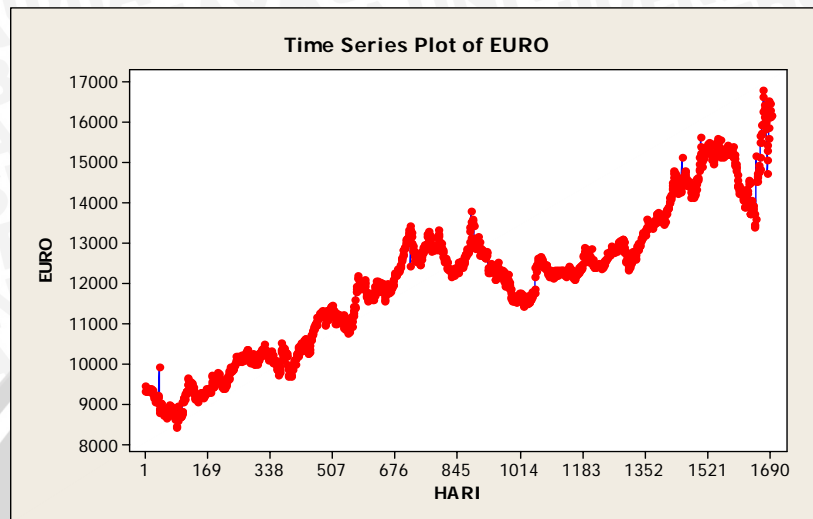


## 4.2. Studi Kasus Kurs Jual EURO

### 4.2.1. Pemodelan ARIMA

#### 1. Plot Data

Langkah awal dalam pemodelan ARIMA adalah dengan membuat plot data kurs jual EURO. Plot data ini bertujuan untuk mengetahui secara deskriptif karakteristik dari kurs jual EURO. Plot kurs jual EURO harian (28 Januari sampai 31 Desember 2008) dapat dilihat pada Gambar 4.7.



Gambar 4.7. Plot Kurs Jual EURO

Gambar 4.7 menunjukkan bahwa kurs jual EURO selama 28 Januari 2002 sampai 31 Desember 2008 tidak konstan pada suatu nilai tertentu dan secara umum mengalami kenaikan. Kurs jual EURO cenderung terus mengalami kenaikan pada periode ke-87 (4 Juni 2002) sampai dengan periode ke-884 (2 September 2005) di mana salah satu penyebabnya adalah sentimen anti Amerika akibat invasi ke Irak yang mengakibatkan USD melemah dan EURO secara perlahan-lahan terus meningkat. Selain itu, kenaikan kurs jual EURO juga terjadi pada periode ke-1069 (6 Juni 2006) sampai periode ke-1576 (2 Juli 2008). Berlangsungnya even sepakbola dunia seperti Piala Dunia (Juli 2006) di Jerman dan EURO 2008 merupakan salah satu penyebab terjadinya kenaikan kurs jual EURO pada periode tersebut. Kurs jual EURO mencapai titik tertinggi pada

periode ke-1672 (26 November 2008) sebesar Rp.16785,48 akibat adanya isu pemakaian EURO sebagai alat pembayaran minyak mentah dunia. Namun demikian, kurs jual EURO mengalami penurunan tajam pada periode ke-884 (1 September 2005) sampai periode ke-1024 (27 Maret 2006) serta periode ke-1575 (2 Juli 2008) sampai periode ke-1649 (24 Oktober 2008) akibat adanya inflasi yang tinggi dan pengaruh krisis global.

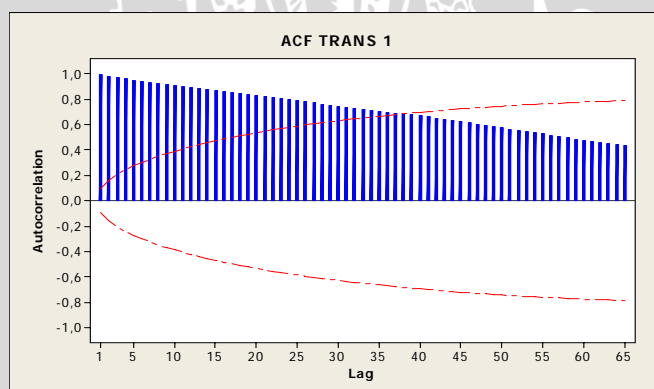
Gambar 4.7 menunjukkan bahwa indeks harga saham mengalami peningkatan. Hal ini berarti bahwa pada variabel tersebut terdapat pola *trend* naik.

## 2. Pemeriksaan Stasionaritas Ragam dan Rata-Rata

Dari Gambar 4.7 adanya *trend* naik menunjukkan bahwa data tidak stasioner terhadap ragam dan rata-rata. Pemeriksaan kestasioneran data terhadap ragam dapat dilihat dari nilai parameter transformasi Box-Cox, sedangkan untuk kestasioneran rata-rata menggunakan uji Dickey Fuller.

Sebelum dilakukan transformasi Box-Cox nilai  $\lambda = -0,02$  (belum mendekati 1) menandakan bahwa data belum stasioner terhadap ragam. Oleh karena itu, perlu dilakukan transformasi Box-Cox. Setelah ditransformasi, nilai  $\lambda = 0,90$  berada di sekitar angka 1 sehingga data sudah stasioner terhadap ragam. Transformasi Box-Cox selengkapnya ditampilkan pada Lampiran 17.

Kestasioneran terhadap rata-rata dapat dilihat plot ACF data hasil transformasi atau dengan uji Dickey Fuller. Apabila data belum stasioner terhadap rata-rata maka perlu dilakukan *differencing*. Plot ACF kurs jual EURO dapat dilihat pada Gambar 4.8.



Gambar 4.8 Plot ACF Kurs Jual EURO

Gambar 4.8 menunjukkan bahwa nilai-nilai autokorelasinya signifikan sampai lag 37 dan turun mendekati nol pada time lag sesudahnya. Dari hasil uji Dickey Fuller nilai-p sebelum dilakukan differencing adalah 0,5881 yang berarti bahwa data belum stasioner terhadap rata-rata. Kestasioneran data terhadap rata-rata diperoleh setelah dilakukan 1 kali differencing dengan nilai-p adalah 0,0001 dapat dilihat pada Lampiran 18.

### 3. Identifikasi Model ARIMA

Identifikasi model ARIMA dengan mengamati plot ACF dan PACF data yang sudah stasioner terhadap ragam dan rata-rata dapat dilihat pada Lampiran 19. Orde model ARIMA tentatif dilihat dari nilai autokorelasi yang signifikan pada time lag tertentu.

Model tentatif ARIMA (p,d,q) yang digunakan dalam penelitian ini untuk orde p dibatasi sampai orde ketiga. Dari plot ACF dapat diketahui bahwa semua nilai autokorelasi signifikan. Sedangkan dari plot PACF dapat diketahui bahwa nilai autokorelasi signifikan pada lag 1,2,38,39 dan 44 sehingga model tentatif ARIMA ditampilkan pada Tabel 4.10.

Tabel 4.10. Signifikansi Lag Nilai Autokorelasi dan Model Tentatif ARIMA (Data Kurs Jual EURO)

Lag yang signifikan		Model tentatif ARIMA
ACF	PACF	
0	1,2,38,39,44	ARIMA(1,1,0)
		ARIMA(2,1,0)
		ARIMA(3,1,0)

### 4. Pendugaan Parameter Model ARIMA

Langkah selanjutnya dilakukan pendugaan parameter model tentatif ARIMA. Parameter model tentatif ARIMA ditampilkan pada Lampiran 20 dan disajikan secara ringkas dalam Tabel 4.11.

Tabel 4.11. Pendugaan Parameter Model ARIMA (Data Kurs Jual EURO)

Model Tentatif	Parameter	Koefisien	Nilai-p
ARIMA(1,1,0)	AR(1)	-0,1767	0,0000
ARIMA(2,1,0)	AR(1)	-0,1814	0,0000
	AR(2)	-0,0267	0,2720
ARIMA(3,1,0)	AR(1)	-0,1822	0,0000
	AR(2)	-0,0318	0,7980
	AR(3)	-0,0282	0,2470

5. Pengujian Kesesuaian Model ARIMA

Pengujian kesesuaian model ARIMA ditampilkan pada Lampiran 21.α yang digunakan dalam penelitian ini adalah 5%. Semua model tentatif yang terbentuk pada lag 12 sampai lag 48 mempunyai nilai-p > 0,05 atau dapat dikatakan bahwa sisaan model bersifat *white noise*. Hal ini berarti bahwa semua model tentatif layak untuk digunakan.

6. Pemilihan Model ARIMA Terbaik

Setelah dilakukan pengujian kesesuaian model maka langkah selanjutnya adalah pemilihan model ARIMA terbaik. Model ARIMA terbaik adalah model yang memiliki nilai AIC terkecil dan sisaannya memenuhi asumsi *white noise*. Nilai-nilai AIC untuk semua model tentatif ditampilkan pada Lampiran 22 dan disajikan secara ringkas dalam Tabel 4.12.

Tabel 4.12. Nilai AIC Model ARIMA (Data Kurs Jual EURO)

No	Model Tentatif	Nilai AIC
1.	ARIMA(1,1,0)	16,31917
2.	ARIMA(2,1,0)	16,32019
3.	ARIMA(3,1,0)	16,32159

Dari Tabel 4.10 dapat disimpulkan bahwa model terbaik adalah ARIMA (1,1,0) dengan persamaan:

$$W_t = \phi_1 W_{t-1} + a_t, \text{ di mana } W_t = \nabla^1 Z_t = Z_t - Z_{t-1} \text{ sehingga}$$

$$W_t = \phi_1 W_{t-1} + a_t$$

$$Z_t - Z_{t-1} = \phi_1 (Z_{t-1} - Z_{t-2}) + a_t$$

$$Z_t = (1 + \phi_1) Z_{t-1} - \phi_1 Z_{t-2} + a_t$$

$$Z_t = 0,8233 Z_{t-1} + 0,1767 Z_{t-2} + a_t \tag{4.9}$$





Dari persamaan 4.9 dapat diketahui bahwa kurs jual EURO saat ini dipengaruhi oleh 0,8233\* kurs jual EURO periode sebelumnya ( $Z_{t-1}$ ) dan 0,1767\* kurs jual EURO dua periode sebelumnya ( $Z_{t-2}$ ).

#### 4.2.2. Uji Linearitas

Uji linearitas dilakukan dengan menggunakan RESET test dapat dilihat pada Lampiran 23. Dari RESET Test dapat dilihat bahwa nilai-p sebesar 0,01827 yang berarti bahwa model bersifat nonlinier. Oleh karena itu analisis dilanjutkan dengan pemodelan TAR dengan *threshold* tunggal.

#### 4.2.3. Pemodelan TAR dengan *Threshold* Tunggal

##### 1. Identifikasi Model TAR dengan *Threshold* Tunggal

Identifikasi model TAR adalah dengan mencari *delay* dan nilai *threshold* pertama yang dapat meminimumkan MSE.

###### a. *Delay* ( $d$ )

Pada pemodelan ARIMA sebelumnya didapatkan model ARIMA (1,1,0) yang memiliki persamaan:

$$Z_t = (1 + \phi_1) Z_{t-1} - \phi_1 Z_{t-2} + a_t$$

Regresi antara  $Z_t$  dengan kedua *lag*-nya yaitu

a)  $Z_t = \phi Z_{t-1} + a_t$

b)  $Z_t = \phi Z_{t-2} + a_t$

Nilai MSE kedua regresi dapat dilihat pada Lampiran 24 dan disajikan secara ringkas dalam Tabel 4.13.

Tabel 4.13 *Delay* Kurs jual EURO

Lag	1	2
MSE	12931	22190

Dari Tabel 4.13, *delay* yang meminimumkan MSE terletak pada *lag* 1 atau  $Z_{t-1}$  sehingga *delay* yang dipilih adalah  $d=1$ .

###### b. *Threshold* pertama ( $\gamma_1$ )

Nilai  $\gamma_1$  yang meminimumkan MSE terletak pada data ke-1356 yaitu  $\gamma_1 = 15188,8$  ditampilkan pada Lampiran 25. MSE terkecil model TAR dengan *threshold* tunggal adalah sebesar 12209,4.

Dari identifikasi model TAR dengan *threshold* tunggal didapatkan model TAR ( $k:p,d,\gamma_1$ ) yang terbentuk untuk data kurs jual EURO adalah model TAR (2:1,1,(15188,8)).

2. Pendugaan Parameter Model TAR dengan *Threshold* Tunggal

Pendugaan parameter model TAR (2:1,1,(15188,8)) selengkapnya ditampilkan pada Lampiran 25 dan disajikan secara ringkas dalam Tabel 4.14.

Tabel 4.14. Pendugaan Parameter Model TAR *single threshold* (Data Kurs Jual EURO)

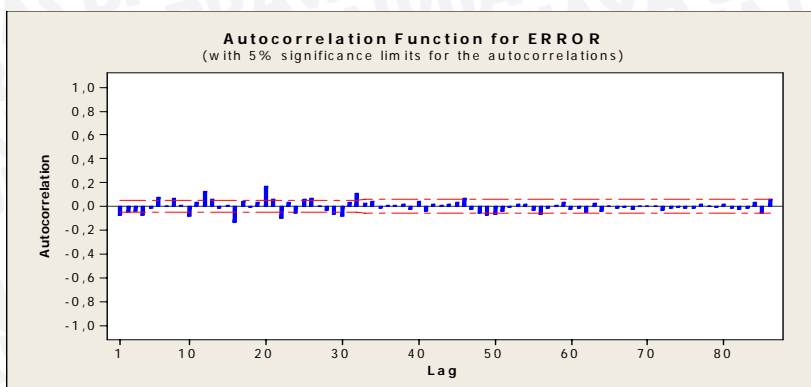
No	Prediktor	Koefisien	Koefisien SE	Nilai-t	Nilai-p
1	Konstan	1,460	20,360	0,07	0,043
2	$Z_{t-1}$	0,792	0,025	31,56	0,000
3	$Z_{t-2}$	0,208	0,025	8,28	0,000
5	D	809,000	465,200	1,74	0,082
6	$DZ_{t-1}$	0,573	0,078	7,38	0,000
7	$DZ_{t-2}$	-0,627	0,076	-8,24	0,000

Dari Tabel 4.14 dapat dilihat bahwa semua parameter signifikan pada taraf nyata 0,05 (nilai-p<0,05). Dengan memasukkan variabel *dummy* sebesar 0 untuk  $Z_{t-1} \leq 15188,8$  dan satu untuk  $Z_{t-1} > 15188,8$ , maka model TAR (2:1,1,(15188,8)) dapat dituliskan dalam persamaan 4.10 berikut:

$$Z_t = \begin{cases} 1,460 + 0,792Z_{t-1} + 0,208Z_{t-2} + a_t, & Z_{t-1} \leq 15188,8 \\ 810,46 + 1,365Z_{t-1} - 0,419Z_{t-2} + a_t, & Z_{t-1} > 15188,8 \end{cases} \quad (4.10)$$

3. Pengujian Kesesuaian Model TAR dengan *Threshold* Tunggal

Pengujian kesesuaian model TAR adalah dengan membandingkan koefisien autokorelasi sisaan tiap-tiap *lag* dengan batas selang  $\pm 2/\sqrt{n}$ . Secara deskriptif, pengujian kesesuaian model dengan membandingkan koefisien korelasi tiap-tiap *lag* dengan batas selang  $\pm 2/\sqrt{n}$  dapat dilakukan dengan plot ACF sisaan dari model yang terbentuk. Apabila nilai autokorelasi pada plot ACF sisaan tidak ada yang signifikan (tidak melebihi batas selang  $\pm 2/\sqrt{n}$ ) maka sisaan model TAR bersifat *white noise*. Selain itu, pengujian kesesuaian sisaan dapat dilakukan dengan menggunakan uji *Kolmogorov Smirnov* untuk menguji kenormalan sisaan serta uji *White Heterokedastisitas* untuk menguji homogenitas ragam Plot ACF sisaan model TAR dengan *threshold* tunggal dapat dilihat pada Gambar 4.9.



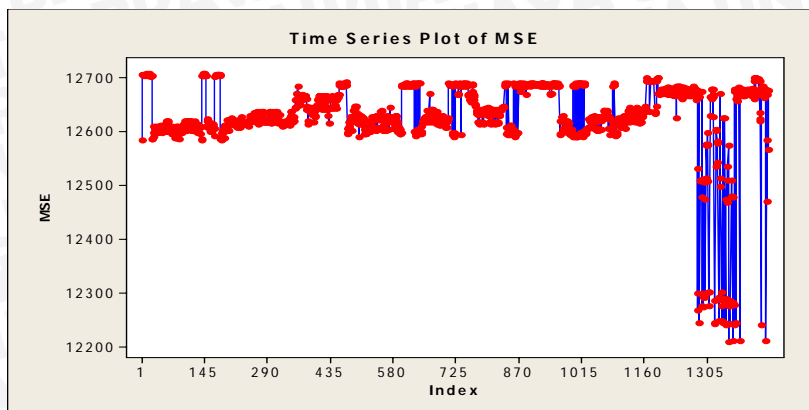
Gambar 4.9 Plot ACF Sisaan Model TAR *Threshold* Tunggal

Gambar 4.9 menunjukkan bahwa terdapat nilai autokorelasi berada di luar batas selang  $2/\sqrt{n}$ , sehingga sisaan model TAR (2:1,1,(15188,8)) tidak bersifat *white noise*. Dari hasil uji *Kolmogorov Smirnov* diperoleh nilai-p kurang dari 0,000 (sisaan tidak menyebar normal) dan uji *White* nilai-p sebesar 0,000089 (ragam sisaan tidak homogen). Uji *Kolmogorov Smirnov* dan uji *White* selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran 26. Hal ini menunjukkan TAR (2:1,1,(15188,8)) yang terbentuk belum sesuai sehingga perlu mempertimbangkan adanya *threshold* lebih dari satu.

#### 4.2.4. Pemodelan *Multiple Threshold Autoregressive* (MTAR)

##### 1. Identifikasi Model MTAR

Identifikasi model MTAR dilakukan dengan mengplotkan nilai MSE dari semua kemungkinan *threshold*. Nilai MSE yang bernilai minimum di beberapa titik mengindikasikan terdapat *multiple threshold*. Nilai MSE semua kemungkinan *threshold* dapat dilihat pada Gambar 4.10 dan ditampilkan selengkapnya pada Lampiran 25.



Gambar 4.10 Plot Nilai MSE semua kemungkinan *threshold*

Gambar 4.10 menunjukkan nilai MSE minimum di 4 titik selengkapnya ditampilkan pada Tabel 4.15

Tabel 4.15 *Multiple Threshold* Kurs Jual EURO

Data ke	<i>threshold</i>	MSE
1356	15188,8	12209,4
1364	15271,8	12210,1
1381	15397,9	12210,9
1442	15476,5	12211,2

## 2. Pendugaan Parameter Model MTAR

Dari proses identifikasi telah diketahui bahwa data mempunyai empat buah *threshold* yang memisahkan lima buah *regimes*. Pendugaan parameter menggunakan metode OLS dengan menyisipkan 4 variabel *dummy* seperti ditampilkan pada Tabel 4.16.

Tabel 4.16. Variabel *dummy* (kurs jual EURO)

<i>Dummy</i>				<i>Regimes</i>
D <sub>1</sub>	D <sub>2</sub>	D <sub>3</sub>	D <sub>4</sub>	
0	0	0	0	$Z_{t-1} \leq 15188,8$
1	0	0	0	$15188,8 < Z_{t-1} \leq 15271,8$
0	1	0	0	$15271,8 < Z_{t-1} \leq 15397,9$
0	0	1	0	$15397,9 < Z_{t-1} \leq 15476,5$
0	0	0	1	$Z_{t-1} > 15476,5$

Pendugaan parameter model MTAR (5:1,1,(15188,8)(15271,8)(15397,9)(15476,5)) dapat dilihat pada Lampiran 27 dan disajikan secara ringkas pada Tabel 4.17.

Tabel 4.17. Pendugaan Parameter Model MTAR tanpa Menghilangkan Parameter Tidak Signifikan (Data Kurs Jual EURO)

No	Prediktor	Koefisien	Koefisien SE	Nilai-t	Nilai-p
1	Konstan	36,2	19,4	1,87	<b>0,062</b>
2	$D_1$	15498,0	1384,0	11,20	0,000
3	$D_2$	-10,7	207,3	-0,05	<b>0,959</b>
4	$D_3$	14945,0	12037,0	1,24	<b>0,215</b>
5	$D_4$	765,83	419,9	4,05	0,000
7	$Z_{t-1}$	0,8	0,0	33,08	0,000
8	$Z_{t-2}$	0,2	0,0	9,24	0,000
9	$D_1Z_{t-1}$	-1,2	0,5	-2,35	0,019
10	$D_2Z_{t-1}$	1,1	0,3	3,09	0,002
11	$D_3Z_{t-1}$	-1,2	1,0	-1,25	0,012
12	$D_4Z_{t-1}$	0,4	0,1	5,49	0,000
14	$D_1Z_{t-2}$	0,2	0,4	0,40	<b>0,686</b>
15	$D_2Z_{t-2}$	-1,1	0,3	-3,10	0,002
16	$D_3Z_{t-2}$	0,3	1,1	0,30	<b>0,763</b>
17	$D_4Z_{t-2}$	-0,5	0,1	-7,18	0,000

Dari Tabel 4.17 dapat dilihat bahwa tidak semua penduga parameter signifikan pada taraf nyata 0,05 (nilai-p>0,05), sehingga dilakukan pendugaan kembali tanpa memasukkan penduga parameter yang tidak signifikan. Pendugaan parameter model MTAR tanpa memasukkan penduga parameter yang tidak signifikan dapat dilihat pada Lampiran 28 dan disajikan secara ringkas pada Tabel 4.18.

Tabel 4.18. Pendugaan Parameter Model MTAR dengan Menghilangkan Parameter Tidak Signifikan (Data Kurs Jual EURO)

No	Prediktor	Koefisien	Koefisien SE	Nilai-t	Nilai-p
1	$D_1$	15151,0	1057,00	14,33	0,000
2	$D_4$	737,3	419,40	4,14	0,000
3	$Z_{t-1}$	0,8	0,02	33,22	0,000
4	$Z_{t-2}$	0,2	0,02	9,26	0,000
5	$D_1 Z_{t-1}$	-1,0	0,07	-14,05	0,000
7	$D_2 Z_{t-1}$	1,1	0,35	3,10	0,002
8	$D_3 Z_{t-1}$	0,1	0,03	4,09	0,000
9	$D_4 Z_{t-1}$	0,4	0,08	5,38	0,000
10	$D_2 Z_{t-2}$	-1,1	0,35	-3,11	0,002
11	$D_4 Z_{t-2}$	-0,5	0,07	-7,13	0,000

Dari Tabel 4.18 dapat dilihat bahwa semua penduga parameter signifikan pada taraf nyata 0,05. Dengan memasukkan variabel *dummy*, maka model MTAR (5:1,1,(15188,8)(15271,8)(15397,9)(15476,5)) dapat dituliskan dalam persamaan berikut:

$$Z_t = \begin{cases} 0,8Z_{t-1} + 0,2Z_{t-2} + a_t, & Z_{t-1} \leq 15188,8 \\ 15151 - 0,2Z_{t-1} + a_t, & 15188,8 < Z_{t-1} \leq 15271,8 \\ 1,9Z_{t-1} - 0,9Z_{t-2} + a_t, & 15271,8 < Z_{t-1} \leq 15397,9 \\ 0,9Z_{t-1} + a_t, & 15397,9 < Z_{t-1} \leq 15476,5 \\ 737,3 + 1,2Z_{t-1} - 0,3Z_{t-2} + a_t, & Z_{t-1} > 15476,5 \end{cases} \quad (4.11)$$

Interpretasi model MTAR (5:1,1,(15188,8)(15271,8)(15397,9)(15476,5)) yaitu sebagai berikut:

a. *Regime* pertama ( $Z_{t-1} \leq 15188,8$ )

Apabila nilai kurs jual EURO pada satu periode sebelumnya kurang dari 15188,8 maka akan mengikuti model AR sebagai berikut:

$$Z_t = 0,8 Z_{t-1} + 0,2 Z_{t-2} + a_t \quad (4.12)$$

Dari persamaan 4.12 dapat diketahui bahwa kurs jual EURO saat ini dipengaruhi oleh 0,82\* kurs jual EURO periode sebelumnya ( $Z_{t-1}$ ) dan 0,2\* kurs jual EURO dua periode sebelumnya ( $Z_{t-2}$ ).

b. *Regime* kedua ( $15188,8 < Z_{t-1} \leq 15271,8$ )

Apabila nilai kurs jual EURO pada satu periode sebelumnya antara 15188,8 sampai 15271,8 maka akan mengikuti model AR sebagai berikut:

$$Z_t = 15151 - 0,2 Z_{t-1} + a_t \quad (4.13)$$

Dari persamaan 4.13 dapat diketahui bahwa kurs jual EURO saat ini dipengaruhi oleh  $-0,2*$  kurs jual EURO periode sebelumnya ( $Z_{t-1}$ )

c. *Regime* ketiga ( $15271,8 < Z_{t-1} \leq 15397,9$ )

Apabila daerah nilai kurs jual EURO pada satu periode sebelumnya antara 15271,8 sampai 15397,9 maka akan mengikuti model AR sebagai berikut:

$$Z_t = 1,9 Z_{t-1} - 0,9 Z_{t-2} \quad (4.14)$$

Dari persamaan 4.14 dapat diketahui bahwa kurs jual EURO saat ini dipengaruhi oleh  $1,9*$  kurs jual EURO periode sebelumnya ( $Z_{t-1}$ ) dan  $-0,9*$  kurs jual EURO dua periode sebelumnya ( $Z_{t-2}$ ).

d. *Regime* keempat ( $15397,9 < Z_{t-1} \leq 15476,5$ )

Apabila daerah nilai kurs jual EURO pada satu periode sebelumnya antara 15397,9 sampai 15476,5 maka akan mengikuti model AR sebagai berikut:

$$Z_t = 0,9 Z_{t-1} + a_t \quad (4.15)$$

Dari persamaan 4.15 dapat diketahui bahwa kurs jual EURO saat ini dipengaruhi oleh  $0,9*$  kurs jual EURO periode sebelumnya ( $Z_{t-1}$ ).

e. *Regime* kelima ( $Z_{t-1} > 15476,5$ )

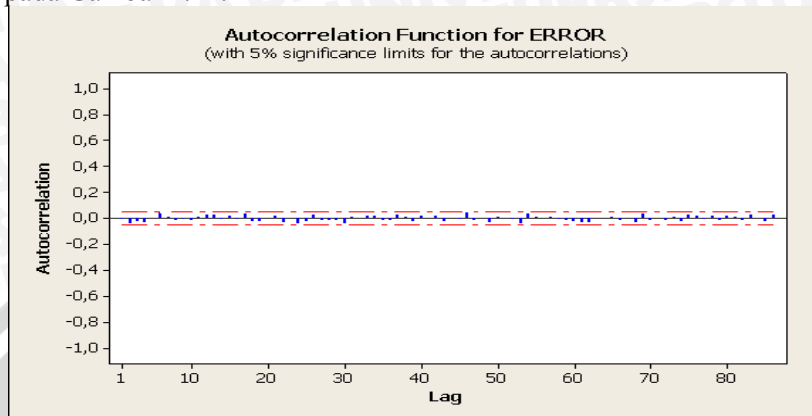
Apabila daerah nilai kurs jual EURO pada satu periode sebelumnya lebih besar dari 15476,5 maka akan mengikuti model AR sebagai berikut:

$$Z_t = 737,3 + 1,2 Z_{t-1} - 0,3 Z_{t-2} + a_t \quad (4.16)$$

Dari persamaan 4.16 dapat diketahui bahwa kurs jual EURO saat ini dipengaruhi oleh  $1,2*$  kurs jual EURO periode sebelumnya ( $Z_{t-1}$ ) dan  $-0,3*$  kurs jual EURO dua periode sebelumnya ( $Z_{t-2}$ ).

### 3. Pengujian Kesesuaian Model MTAR

Secara deskriptif, pengujian kesesuaian model dengan membandingkan koefisien korelasi tiap-tiap *lag* dengan batas selang  $\pm 2/\sqrt{n}$  dapat dilakukan dengan plot ACF sisaan dari model yang terbentuk. Selain itu, dapat dilakukan dengan menggunakan uji *Kolmogorov Smirnov* untuk menguji kenormalan sisaan serta uji *White* Heterokedastisitas untuk menguji homogenitas ragam. Plot ACF sisaan model MTAR dengan *multiple threshold* dapat dilihat pada Gambar 4.11.



Gambar 4.11. Plot ACF Sisaan MTAR

Gambar 4.11 menunjukkan bahwa tidak ada nilai autokorelasi sisaan model MTAR yang melebihi batas selang  $2/\sqrt{n}$ , sehingga sisaan model MTAR *white noise*. Dari hasil uji *Kolmogorov Smirnov* diperoleh nilai-p lebih dari 0,150 (sisaan normal) dan uji *White* nilai-p sebesar 0,091320 (ragam homogen). Hal ini berarti model yang didapatkan sudah tepat dan layak digunakan. Uji *Kolmogorov Smirnov* dan uji *White* selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran 29.

### 4. Peramalan

Ketepatan ramalan dari model yang sudah terbentuk dilakukan dengan membandingkan antara nilai aktual dan nilai ramalan. Perbandingan nilai aktual dan ramalan selengkapnya ditampilkan pada Lampiran 30. Plot antara nilai ramalan dan nilai aktual dapat dilihat pada Gambar 4.12.





Karena model MTAR (5: 1, 1, (15188,8) (15271,8) (15397,9) (15476,5)) sudah terbukti sesuai, maka peramalan kurs jual EURO 10 periode selanjutnya dapat dilihat pada Lampiran 31 dan disajikan secara ringkas pada Tabel 4.19.

Tabel 4.19. Ramalan Kurs Jual EURO 10 Periode Selanjutnya

No	Ramalan
1	16081,92
2	16006,53
3	15927,88
4	15851,91
5	15780,89
6	15715,47
7	15655,68
8	15601,22
9	15551,70
10	15506,72

Dari Tabel 4.19 dapat diketahui bahwa kurs jual EURO untuk 10 periode ke depan termasuk dalam *regime* kelima cenderung menurun.





## BAB V KESIMPULAN DAN SARAN

### 5.1. Kesimpulan

Sesuai dengan tujuan penelitian yang telah dijelaskan sebelumnya, maka dapat disimpulkan:

1. Model MTAR untuk data harga saham BNI adalah MTAR (3:1,1,(970),(1020)) yang dapat dinyatakan dalam persamaan:

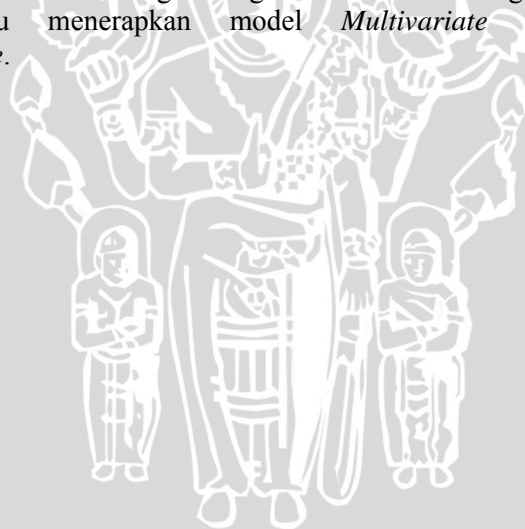
$$Z_t = \begin{cases} -1,48+0,714Z_{t-1}+0,396Z_{t-2}-0,016 Z_{t-3}+a_t, & Z_{t-1} \leq 970 \\ 27,8+1,972 Z_{t-1}-0,085Z_{t-2}-0,335 Z_{t-3} +a_t, & 970 < Z_{t-1} \leq 1020 \\ 0,386+1,049 Z_{t-1}-0,017Z_{t-2}-0,071 Z_{t-3} +a_t, & Z_{t-1} > 1020 \end{cases}$$

2. Model MTAR untuk data kurs jual EURO adalah MTAR (5:1,1,(15188,8)(15271,8)(15397,9)(15476,5)) yang dapat dinyatakan dalam persamaan:

$$Z_t = \begin{cases} 0,8Z_{t-1}+0,2Z_{t-2}+a_t, & Z_{t-1} \leq 15188,8 \\ 15151-0,2Z_{t-1}+a_t, & 15188,8 < Z_{t-1} \leq 15271,8 \\ 1,9 Z_{t-1}-0,9Z_{t-2}+a_t, & 15271,8 < Z_{t-1} \leq 15397,9 \\ 0,9Z_{t-1} +a_t, & 15397,9 < Z_{t-1} \leq 15476,5 \\ 737,3+1,2 Z_{t-1}-0,3Z_{t-2}+a_t, & Z_{t-1} > 15476,5 \end{cases}$$

### 5.2. Saran

Pada penelitian ini hanya dibahas model TAR pada data univariate. Padahal dalam berbagai bidang, terdapat banyak permasalahan yang melibatkan lebih dari satu variabel dan antar variabel saling berhubungan. Oleh karena itu, pada penelitian selanjutnya disarankan mengembangkan model TAR dengan banyak variabel atau menerapkan model *Multivariate Threshold Autoregressive*.





## DAFTAR PUSTAKA

- Abraham, B. dan J. Ledolter. 1983. **Statistical Method for Forecasting**. John Wiley and Sons, Inc. Canada.
- Assauri, S. 1984. **Teknik dan Metode Peramalan: Penerapan dalam Ekonomi dan Dunia Usaha**. Fakultas Ekonomi Universitas Indonesia. Jakarta.
- Box, G.E.P. dan G.M Jenkins. 1976. **Time Series Analysis : Forecasting and Control**. Review Edition. Holden Day Inc. USA.
- Chong, L. 2004. **Threshold Autoregressive Model with Multiple Threshold Variables and the Application to the Stock Market**. <http://links.jstor.org/sici>. Tanggal Akses: 9 Oktober 2008.
- Cryer, J. 1986. **Time Series Analysis**. PWS-KENT Publishing Company. USA.
- Enders, W. 2004. **Applied Econometric Time Series**. Second Edition. John Wiley and Sons. New York. 387-485.
- Fan, J dan Q. Yao. 2005. **Nonlinear Time Series: Nonparametric and Parametric Methods**. Springer. New York. 125-143.
- Gujarati, D. 2003. **Basic Econometrics**. Mcgraw-Hill, Inc. new York.
- Hanke, J.E. dan A.G. Reitsch. 2003. **Business Forecasting**. Seventh Edition. Allyn and Bacon. Washington.
- Hansen, B.E. 1999. **Testing For Linearity**. <http://links.jstor.org/sici>. Tanggal Akses: 9 Oktober 2008.
- <http://www.bi.go.id/web/id/Moneter/Kurs+Bank+Indonesia/Kurs+Uang+Kertas+Asing/#>. Tanggal Akses: 25 November 2008.
- Liu, J dan Feng, H. 2002. **A SETAR Model for Canadian GDP: Non-linearities and Forecast Comparisons**. <http://links.jstor.org/sici>. Tanggal Akses: 5 Maret 2009.

Makridakis, S., S. C. Wheelwright dan V. E. McGee. 1999. **Metode dan Aplikasi Peramalan**. Alih Bahasa : Untung Sus A. dan Abdul Basith. Erlangga. Jakarta.

Saadiah, R. 2007. **Pemodelan Threshold Autoregressive (TAR) pada Aktivitas Reproduksi Tanaman Langka di Kebun Raya Purwodadi**. Skripsi Program Studi Statistika Jurusan Matematika Fakultas MIPA Universitas Brawijaya Malang. Tidak Dipublikasikan.

Wei,W. 1990. **Time Series Analysis Univariate and Multivariate Methods**. Addison Wesley Publishing Company,Inc. USA.

Wong, A.C.S dan Tong, H. 2005. **Some Nonlinier Threshold Autoregressive Time Series Models For Actuarial Use**. <http://links.jstor.org/sici>. Tanggal Akses: 9 Oktober 2008.

UNIVERSITAS BRAWIJAYA



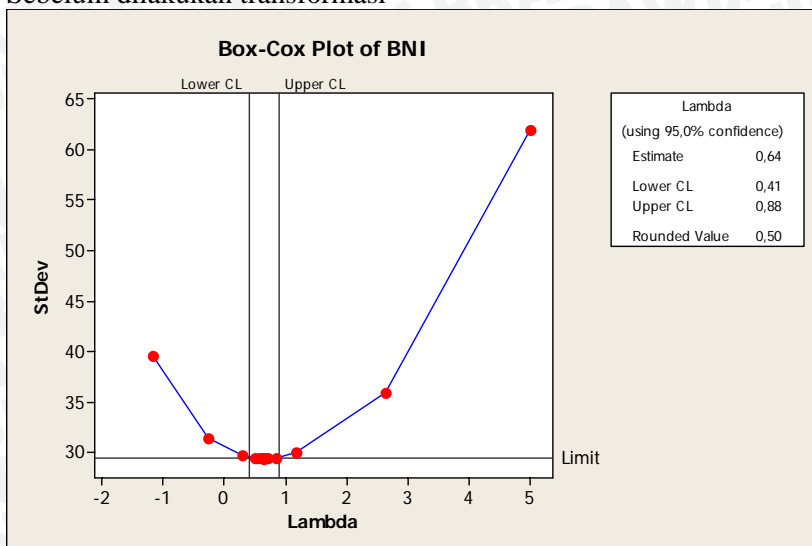
Lampiran 1. Data Harga Saham (28 Desember 2006 – 10 Desember 2008)

No	Tanggal	BBNI(Rp)	No	Tanggal	BBNI(Rp)
1	12/28/2006	1.870	201	10/31/2007	1.990
2	1/2/2007	1.960	202	11/1/2007	2.000
3	1/3/2007	2.030	203	11/2/2007	1.975
4	1/4/2007	1.975	204	11/5/2007	1.940
5	1/5/2007	1.980	205	11/6/2007	1.950
6	1/8/2007	1.940	206	11/7/2007	1.940
7	1/9/2007	1.890	207	11/8/2007	1.900
8	1/10/2007	1.850	208	11/9/2007	1.900
9	1/11/2007	1.810	209	11/12/2007	1.890
10	1/12/2007	1.770	210	11/13/2007	1.910
11	1/15/2007	1.860	211	11/14/2007	1.950
12	1/16/2007	1.880	212	11/15/2007	1.930
13	1/17/2007	1.860	213	11/16/2007	1.890
14	1/18/2007	1.830	214	11/19/2007	1.880
15	1/19/2007	1.850	215	11/20/2007	1.830
16	1/22/2007	1.870	216	11/21/2007	1.810
17	1/23/2007	1.900	217	11/22/2007	1.830
18	1/24/2007	1.880	218	11/23/2007	1.830
19	1/25/2007	1.830	219	11/26/2007	1.840
20	1/26/2007	1.830	220	11/27/2007	1.820
21	1/29/2007	1.810	221	11/28/2007	1.850
22	1/30/2007	1.830	222	11/29/2007	1.840
23	1/31/2007	1.820	223	11/30/2007	1.840
24	2/1/2007	1.820	224	12/3/2007	1.990
.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.
199	10/29/2007	2.050	436	10/30/2008	475
200	10/30/2007	1.975	437	10/31/2008	510

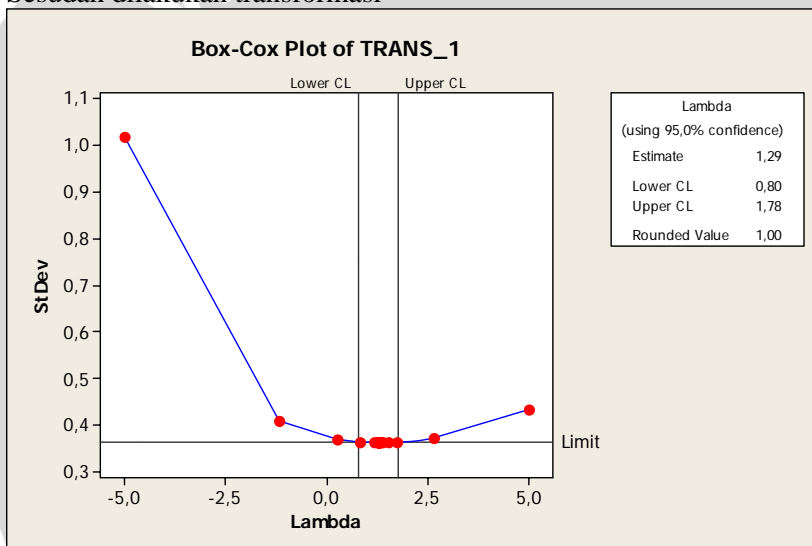


Lampiran 2. Trasformasi Box-Cox ( Harga Saham BNI )

Sebelum dilakukan transformasi



Sesudah dilakukan transformasi



Lampiran 3. Uji Dickey Fuller ( Harga Saham BNI )

Sebelum dilakukan *differensi*

Null Hypothesis: TRANS_1 has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=17)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.515246	0.1125
Test critical values:		
1% level	-3.445162	
5% level	-2.867965	
10% level	-2.570256	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

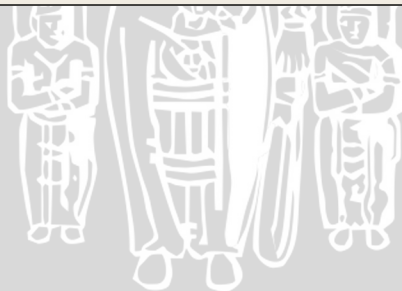
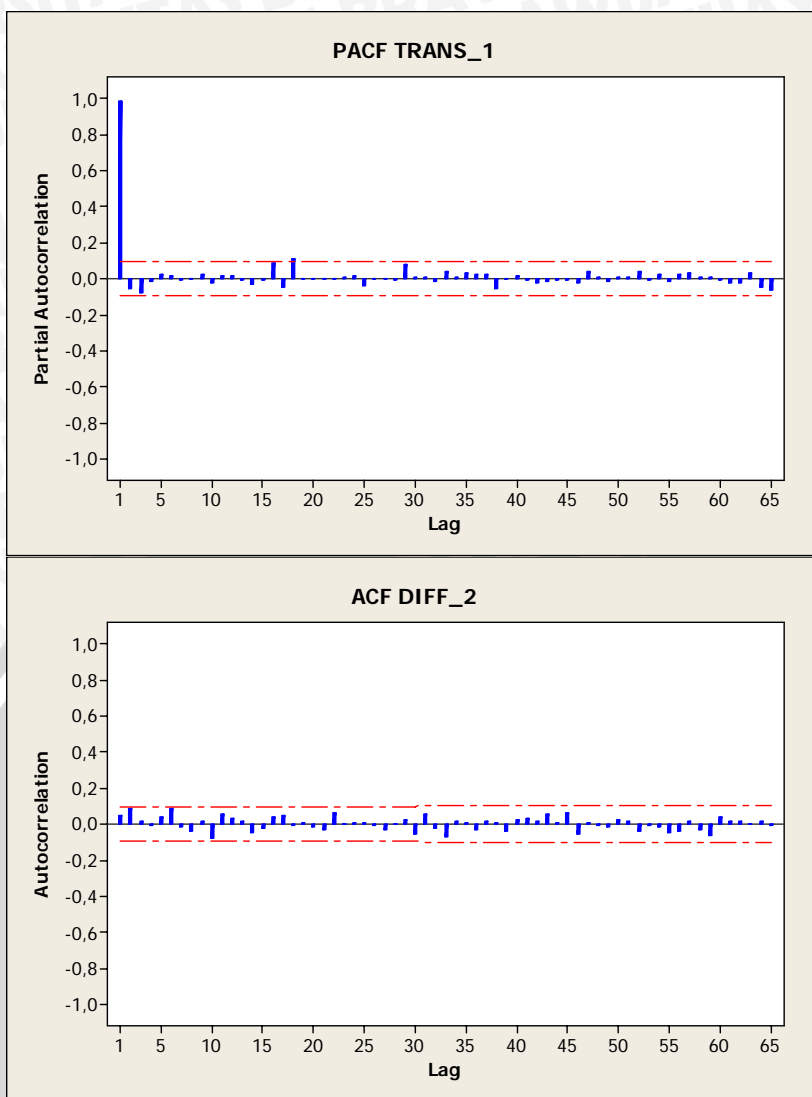
Setelah dilakukan *differensi* 1 kali

Null Hypothesis: D(TRANS_1) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=17)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.90031	0.0510
Test critical values:		
1% level	-3.445197	
5% level	-2.867980	
10% level	-2.570265	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Setelah dilakukan *differensi* 2 kali

Null Hypothesis: D(TRANS_1,2) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=17)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-16.31656	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.445373	
5% level	-2.868058	
10% level	-2.570306	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Lampiran 4. Plot ACF dan PACF Data Stasioner (Harga Saham BNI)



Lampiran 5. Pendugaan Model ARIMA Tentatif (Harga Saham BNI)

a) ARIMA (1,2,0)

Final Estimates of Parameters					
Type	Coef	SE Coef	T	P	
AR 1	-0,5252	0,0409	-12,83	0,000	
Differencing: 2 regular differences					
Number of observations: Original series 436, after differencing 434					
Residuals: SS = 229,310 (backforecasts excluded)					
MS = 0,531 DF = 432					
Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic					
Lag	12	24	36	48	
Chi-Square	62,3	73,8	87,1	94,9	
DF	10	22	34	46	
P-Value	0,133	0,245	0,787	0,987	

b) ARIMA (2,2,0)

Final Estimates of Parameters					
Type	Coef	SE Coef	T	P	
AR 1	-0,6775	0,0462	-14,66	0,000	
AR 2	-0,2896	0,0464	-6,25	0,040	
Differencing: 2 regular differences					
Number of observations: Original series 436, after differencing 434					
Residuals: SS = 210,306 (backforecasts excluded)					
MS = 0,488 DF = 431					
Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic					
Lag	12	24	36	48	
Chi-Square	53,1	64,3	70,5	77,3	
DF	9	21	33	45	
P-Value	0,351	0,126	0,261	0,571	

c) ARIMA (3,2,0)

Final Estimates of Parameters					
Type	Coef	SE Coef	T	P	
AR 1	-0,7363	0,0473	-15,56	0,045	
AR 2	-0,4285	0,0557	-7,69	0,001	
AR 3	-0,2034	0,0475	-4,28	0,000	
Differencing: 2 regular differences					
Number of observations: Original series 436, after differencing 434					
Residuals: SS = 201,700 (backforecasts excluded)					
MS = 0,469 DF = 430					
Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic					
Lag	12	24	36	48	
Chi-Square	44,3	53,3	61,1	69,0	
DF	8	20	32	44	
P-Value	0,061	0,456	0,902	0,955	

## Lampiran 6. Pengujian Kesesuaian Model ARIMA ( Harga Saham BNI )

Model Tentatif	Lag	Nilai-p	Kesimpulan
ARIMA (1,2,0)	Lag 12	0,133	White noise
	Lag 24	0,245	White noise
	Lag 36	0,787	White noise
	Lag 48	0,987	White noise
ARIMA (2,2,0)	Lag 12	0,351	White noise
	Lag 24	0,126	White noise
	Lag 36	0,261	White noise
	Lag 48	0,571	White noise
ARIMA (3,2,0)	Lag 12	0,061	White noise
	Lag 24	0,456	White noise
	Lag 36	0,902	White noise
	Lag 48	0,955	White noise

UNIVERSITAS BRAWIJAYA



Lampiran 7. Nilai AIC Model ARIMA ( Harga Saham BNI )

a) ARIMA ( 1,2,0)

Dependent Variable: D(ZT,2)  
 Method: Least Squares  
 Date: 02/19/09 Time: 06:38  
 Sample(adjusted): 4 436  
 Included observations: 433 after adjusting endpoints  
 Convergence achieved after 3 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	-0.525163	0.040947	-12.82537	0.0000
R-squared	0.275763	Mean dependent var		-2.092379
Adjusted R-squared	0.275763	S.D. dependent var		8560.854
S.E. of regression	7285.467	<b>Akaike info criterion</b>		<b>20.50262</b>
Sum squared resid	2.29E+10	Schwarz criterion		20.63685
Log likelihood	-4464.845	Durbin-Watson stat		2.293095

b) ARIMA (2,2,0)

Dependent Variable: D(ZT,2)  
 Method: Least Squares  
 Date: 02/19/09 Time: 06:42  
 Sample(adjusted): 5 436  
 Included observations: 432 after adjusting endpoints  
 Convergence achieved after 3 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	-0.676875	0.046226	-14.64262	0.0000
AR(2)	-0.288934	0.046368	-6.231305	0.0000
R-squared	0.335923	Mean dependent var		-21.02083
Adjusted R-squared	0.334379	S.D. dependent var		8561.704
S.E. of regression	6985.119	<b>Akaike info criterion</b>		<b>20.54557</b>
Sum squared resid	2.10E+10	Schwarz criterion		20.56441
Log likelihood	-4435.843	Durbin-Watson stat		2.110569

c) ARIMA (3,2,0)

Dependent Variable: D(ZT,2)  
 Method: Least Squares  
 Date: 02/19/09 Time: 06:42  
 Sample(adjusted): 5 436  
 Included observations: 432 after adjusting endpoints  
 Convergence achieved after 3 iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	-0.676875	0.046226	-14.64262	0.0000
AR(2)	-0.288934	0.046368	-6.231305	0.0000
Adjusted R-squared	0.334379	S.D. dependent var		8561.704
S.E. of regression	6985.119	<b>Akaike info criterion</b>		<b>20.54557</b>
Sum squared resid	2.10E+10	Schwarz criterion		20.56441
Log likelihood	-4435.843	Durbin-Watson stat		2.110569

Lampiran 8. RESET TEST ( Harga Saham BNI )

Ramsey RESET Test:				
F-statistic	4.406911	Probability	<b>0.012748</b>	
Log likelihood ratio	8.785577	Probability	0.012366	
Test Equation:				
Dependent Variable: D(BNI,2)				
Method: Least Squares				
Date: 02/14/09 Time: 09:03				
Sample: 4 436				
Included observations: 433				
Convergence achieved after 12 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FITTED^2	0.001906	0.000789	2.415281	0.0161
FITTED^3	2.50E-05	1.15E-05	2.166521	0.0308
AR(1)	-0.456985	0.056668	-8.064215	0.0000
R-squared	0.273993	Mean dependent var	-0.115473	
Adjusted R-squared	0.270616	S.D. dependent var	69.17243	
S.E. of regression	59.07599	Akaike info criterion	11.00243	
Sum squared resid	1500688.	Schwarz criterion	11.03063	
Log likelihood	-2379.026	Durbin-Watson stat	2.236987	
Inverted AR Roots	-.46			



Lampiran 9. Regresi antara  $Z_t$  dengan lag yang terbentuk ( Harga Saham BNI)

**Regression Analysis: Z versus Z1**

The regression equation is

$$Z = -5,96 + 1,00 Z1$$

435 cases used, 1 cases contain missing values

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	-5,964	9,035	-0,66	0,510
Z1	1,00165	0,00505	198,16	0,000

S = 50,6442 R-Sq = 98,9% R-Sq(adj) = 98,9%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	100717673	100717673	39268,61	0,000
Residual Error	433	1110575	2565		
Total	434	101828249			

**Regression Analysis: Z versus Z2**

The regression equation is

$$Z = -11,7 + 1,00 Z2$$

434 cases used, 2 cases contain missing values

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	-11,66	13,29	-0,88	0,381
Z2	1,00296	0,00743	135,04	0,000

S = 73,8360 R-Sq = 97,7% R-Sq(adj) = 97,7%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	99414624	99414624	18235,33	0,000
Residual Error	432	2355160	5452		
Total	433	101769784			

**Regression Analysis: Z versus Z3**

The regression equation is

$$Z = -17,0 + 1,00 Z3$$

433 cases used, 3 cases contain missing values

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	-16,99	16,95	-1,00	0,317
Z3	1,00390	0,00946	106,08	0,000

S = 93,2799 R-Sq = 96,3% R-Sq(adj) = 96,3%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	97921976	97921976	11253,92	0,000
Residual Error	431	3750193	8701		
Total	432	101672169			

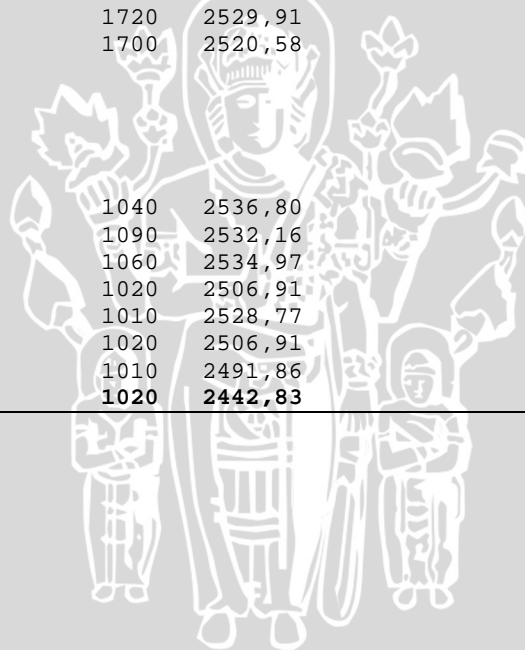


Lampiran 10. Pendugaan Parameter Model TAR (2:1,2,970)  
( Harga Saham BNI )

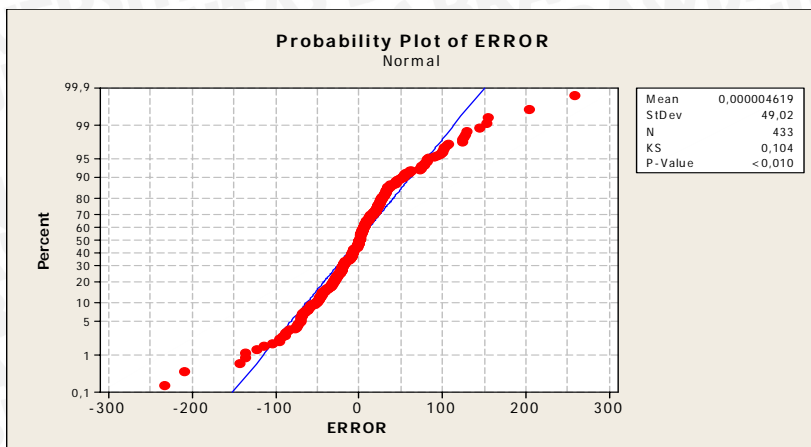
HASIL AKHIR UNTUK MODEL SINGLE TRESHOLD		AUTOREGRESSIVE		
ADALAH:				
data_ke	206,000			
GAMMA1	970,000			
MSE_min	2442,83			
Regression Analysis: Z versus Z1; Z2; Z3; D; DZ1; DZ2; DZ3				
The regression equation is				
$Z = 0,783 + 0,114 Z1 - 0,397 Z2 - 4,523 Z3 + 1,87 D + 1,956 DZ1 - 3,694 DZ2 - 5,062 DZ3$				
433 cases used 3 cases contain missing values				
Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0,783	1,280	-1,16	0,048
Z1	0,144	0,1252	5,71	0,000
Z2	-1,397	0,1666	2,37	0,018
Z3	-4,523	0,1407	-0,11	0,010
D	1,866	1,302	1,43	0,002
DZ1	1,956	0,1352	2,48	0,014
DZ2	-3,694	0,1821	-2,27	0,024
DZ3	-5,062	0,1496	-0,17	0,008
S = 0,5973		R-Sq = 99,0%		R-Sq(adj) = 99,0%
Analysis of Variance				
Source	DF	SS	MS	F
P Regression	7	15228,9	2175,6	6097,20
0,000 Residual Error	425	151,6	0,4	
Total	432	15380,5		
Row	kandidat_treshold	MSE		
1	1870	2522,17		
2	1960	2516,13		
3	2030	2479,50		
4	1975	2521,35		
5	1980	2522,08		
6	1940	2514,07		
7	1890	2538,08		
8	1850	2512,75		
9	1810	2506,62		
10	1770	2493,94		

Lampiran 10. (lanjutan)

.		
.		
206	970	2442,83
207	2050	2483,14
208	2025	2485,63
209	2025	2485,63
210	1950	2516,13
211	1910	2504,32
212	1920	2501,88
213	1970	2530,35
214	1970	2530,35
215	1970	2530,35
216	1940	2514,07
217	1910	2504,32
218	1920	2501,88
219	1920	2501,88
220	1920	2501,88
221	1930	2505,43
222	1920	2501,88
223	1840	2510,72
224	1740	2526,01
225	1780	2496,87
226	1750	2512,39
.		
.		
244	1710	2520,64
245	1700	2520,58
246	1720	2529,91
247	1700	2520,58
.		
.		
388	1040	2536,80
389	1090	2532,16
390	1060	2534,97
391	1020	2506,91
392	1010	2528,77
393	1020	2506,91
394	1010	2491,86
<b>395</b>	<b>1020</b>	<b>2442,83</b>



Lampiran 11. Uji Kolmogorof Smirnov dan White Heterokedastisitas TAR single threshold( Harga Saham BNI )



White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	3.307422	Probability	0.000004
Obs*R-squared	57.18330	Probability	0.000011

Test Equation:  
 Dependent Variable: RESID^2  
 Method: Least Squares  
 Date: 03/29/09 Time: 08:29  
 Sample: 4 436  
 Included observations: 433

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	23083.48	32169.33	0.717562	0.4734
D1	-20544.20	32494.49	-0.632236	0.5276
D1*Z1	431.5431	470.8604	0.916499	0.3599
D1*Z2	-573.6612	631.9773	-0.907724	0.3646
D1*Z3	217.7880	359.7108	0.605453	0.5452
Z1	-394.1328	470.0351	-0.838518	0.4022
Z1^2	1.145779	1.584301	0.723208	0.4700
Z1*Z2	-2.807118	3.354130	-0.836914	0.4031
Z1*Z3	1.242403	1.597216	0.777855	0.4371
Z1*D1Z1	-0.972092	1.585087	-0.613274	0.5400
Z1*D1Z2	2.471930	3.356831	0.736388	0.4619
Z1*D1Z3	-1.284303	1.599238	-0.803072	0.4224
Z2	550.2189	630.6650	0.872442	0.3835
Z2^2	0.393842	1.764364	0.223221	0.8235
Z2*Z3	0.924159	1.517894	0.608843	0.5430
Z2*D1Z2	-0.247624	1.768076	-0.140053	0.8887
Z2*D1Z3	-0.859343	1.524337	-0.563749	0.5732
Z3	-234.3787	358.5691	-0.653650	0.5137
Z3^2	-0.829627	0.641383	-1.293497	0.1966
Z3*D1Z3	0.823222	0.643258	1.279769	0.2013

R-squared	0.132063	Mean dependent var	2425.816
Adjusted R-squared	0.092134	S.D. dependent var	6103.235
S.E. of regression	5815.286	Akaike info criterion	20.21946
Sum squared resid	1.40E+10	Schwarz criterion	20.40748
Log likelihood	-4357.512	F-statistic	3.307422
Durbin-Watson stat	1.990353	Prob(F-statistic)	0.000004



Lampiran 12. Pendugaan Parameter Model MTAR (3:1,1,(970), (1020)) ( Harga Saham BNI )

**Regression Analysis: Z versus Z1; Z2; ...**

The regression equation is  
 $Z = -1,480 + 0,7144 Z1 + 0,3957 Z2 - 0,0159 Z3 + 29,3 D1 + 1,866 D2 + 1,258 D1Z1 + 0,3349 D2Z1 - 0,3111 D1Z2 - 0,4131 D2Z2 - 0,319 D1Z3 - 0,0248 D2Z3$

137 cases used 3 cases contain missing values

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	-1,480	30,65	-2,28	0,024
Z1	0,7144	0,1077	6,57	0,000
Z2	0,3957	0,1229	0,87	0,037
Z3	-0,0159	0,1500	2,58	0,011
D1	29,3	357,6	0,08	0,033
D2	1,866	45,72	1,35	0,049
D1Z1	1,258	0,6965	0,79	0,030
D2Z1	0,3349	0,2566	2,67	0,009
D1Z2	-0,311	0,4184	-1,00	0,019
D2Z2	-0,4131	0,1112	0,54	0,006
D1Z3	-0,319	0,6024	-1,17	0,044
D2Z3	-0,0248	0,2772	-1,66	0,001

S = 18,09      R-Sq = 99,3%      R-Sq(adj) = 99,2%

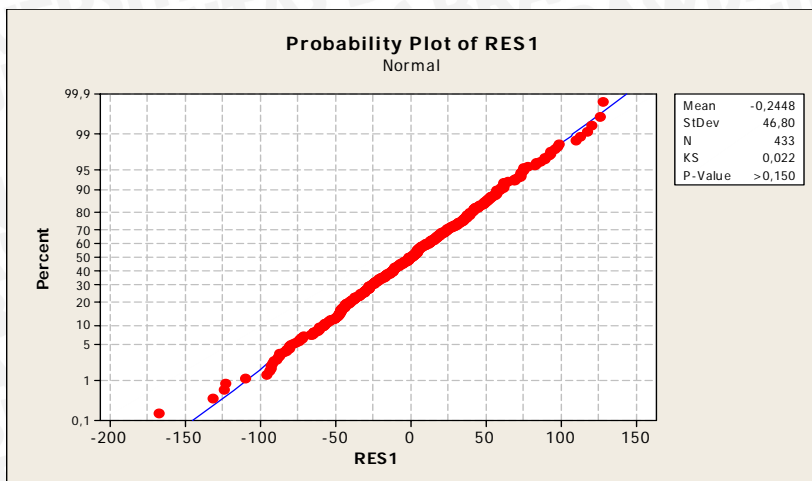
Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F
Regression	10	5789438	578944	1769,45
Residual Error	126	41226	327	
Total	136	5830664		

Source	DF	Seq SS
Z1	1	5780263
Z2	1	398
Z3	1	1272
D1	1	8
D2	1	2364
D1Z1	1	0
D2Z1	1	239
D1Z2	1	3671
D2Z2	1	69
D1Z3	1	324
D2Z3	1	897



Lampiran 13. Uji Kolmogorof Smirnov dan White Heterokedastisitas TAR multiple threshold( Harga Saham BNI )



White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	1.902127	Probability	0.113805
Obs*R-squared	7.466349	Probability	0.113202

Test Equation:  
 Dependent Variable: RESID^2  
 Method: Least Squares  
 Date: 02/02/09 Time: 08:41  
 Sample: 4 436  
 Included observations: 137

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	105961.1	15515.31	6.829455	0.0000
Z1	-0.704326	166.0944	-0.004241	0.9966
Z1^2	-0.255550	0.239409	-1.067421	0.2881
Z1*Z2	-10.93347	1.708571	-6.399190	0.0000
Z1*Z3	11.70396	1.789863	6.539025	0.0000
Z1*D1	-2657.807	5440.423	-0.488530	0.6261
Z1*D2	56.83002	264.4727	0.214880	0.8303
Z1*D1Z1	3.323701	6.065483	0.547970	0.5848
Z1*D2Z1	1.522841	2.377717	0.640464	0.5232
Z1*D1Z2	7.086033	6.016075	1.177850	0.2414
Z1*D1Z3	-6.094890	10.93163	-0.557547	0.5783
Z1*D2Z3	-10.44205	1.888700	-5.528698	0.0000
Z2	-970.8793	130.2942	-7.451437	0.0000
Z2^2	7.163741	1.605136	4.463011	0.0000
Z2*Z3	-0.993519	1.584552	-0.627003	0.5320
Z2*D1	2129.907	5757.275	0.369951	0.7121
Z2*D2	928.9529	374.3998	2.481179	0.0146
Z2*D1Z1	1.747652	12.05933	0.144921	0.8850
Z2*D1Z2	-4.721223	3.004921	-1.571164	0.1190
Z2*D1Z3	-5.262395	8.384122	-0.627662	0.5315
Z3	583.7530	172.0817	3.392302	0.0010
Z3^2	-6.353287	0.515353	-12.32802	0.0000
Z3*D1	736.0948	9872.393	0.074561	0.9407
Z3*D2	-609.4148	281.9251	-2.161619	0.0328
Z3*D1Z3	6.028586	5.940222	1.014875	0.3124
Z3*D2Z3	6.227172	0.983133	6.334010	0.0000
D2	-98889.54	34942.23	-2.830086	0.0055

R-squared	0.054499	Mean dependent var	368.2798
Adjusted R-squared	0.025847	S. D. dependent var	3056.842
S.E. of regression	3017.078	Akaike info criterion	18.89778
Sum squared resid	1.20E+09	Schwarz criterion	19.00435
Log likelihood	-1289.498	F-statistic	1.902127
Durbin-Watson stat	2.022456	Prob(F-statistic)	0.113805



## Lampiran 14. Perbandingan Nilai aktual dan nilai Fits ( Harga Saham BNI )

No	Data Aktual	Fits	Sisaan	No	Data Aktual	Fits	Sisaan
1	1870	*	*	71	1975	1997,91	-22,908
2	1960	*	*	72	2000	1966,95	33,05
3	2030	*	*	73	2025	1996,94	28,06
4	1975	2036,01	-61,007	74	2100	2024,59	75,406
5	1980	1972,22	7,775	75	2100	2102,44	-2,445
6	1940	1974,1	-34,103	76	2025	2100,46	-75,459
7	1890	1934,73	-44,733	77	2275	2016,89	258,111
8	1850	1881,83	-31,826	78	2300	2282,27	17,731
9	1810	1842,07	-32,074	79	2300	2310,86	-10,862
10	1770	1802,79	-32,792	80	2300	2296,87	3,133
11	1860	1762,96	97,041	81	2300	2295,49	4,512
12	1880	1860,81	19,192	82	2200	2295,49	-95,488
13	1860	1883,47	-23,469	83	2150	2189,58	-39,578
14	1830	1857,16	-27,159	84	2200	2137,43	62,568
15	1850	1824,44	25,555	85	2250	2196,31	53,691
16	1870	1846,97	23,027	86	2200	2251,62	-51,618
17	1900	1869,65	30,352	87	2225	2195,5	29,5
18	1880	1900,16	-20,156	88	2200	2219,62	-19,623
19	1830	1877,63	-47,628	89	2200	2195,7	4,298
20	1830	1823,18	6,82	90	2275	2194,53	80,475
21	1810	1824,69	-14,688	91	2225	2275,34	-50,336
22	1830	1806,26	23,736	92	2300	2221,77	78,225
23	1820	1827,61	-7,608	93	2400	2297,47	102,526
24	1820	1817,96	2,041	94	2450	2405,53	44,465
25	1820	1816,94	3,064	95	2500	2453,54	46,457
.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.
69	2060	1977,86	82,14	435	475	460,43	14,569
70	2000	2073,22	-73,216	436	510	477,45	32,549

## Lampiran 15. Ramalan Harga Saham BNI 10 Periode Ke Depan

### 1 Periode ke depan

Predicted Values for New Observations						
New Obs	Fit	SE Fit	95% CI	95% PI		
1	<b>514,387</b>	21,35	(416,5; 673,6)	(423,73;678,71)XX		
Values of Predictors for New Observations						
New Obs	D1	D2	Z1	Z2	Z3	D1Z1
1	0,000000	0,000000	477,45	460,43	466,41	0,000000
New Obs	D1Z3	D1Z3	D2Z1	D2Z2	D2Z3	
1	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	

### 2 Periode ke depan

Predicted Values for New Observations						
New Obs	Fit	SE Fit	95% CI	95% PI		
1	<b>547,604</b>	20,95	(437,3; 696,1)	(455,16;699,99)XX		
Values of Predictors for New Observations						
New Obs	D1	D2	Z1	Z2	Z3	D1Z1
1	0,000000	0,000000	<b>514,387</b>	477,45	460,43	0,000000
New Obs	D1Z3	D1Z3	D2Z1	D2Z2	D2Z3	
1	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	

### 3 Periode ke depan

Predicted Values for New Observations						
New Obs	Fit	SE Fit	95% CI	95% PI		
1	<b>585,679</b>	23,22	(478,3; 693,3)	(456,17;701,01)XX		
Values of Predictors for New Observations						
New Obs	D1	D2	Z1	Z2	Z3	D1Z1
1	0,000000	0,000000	<b>547,604</b>	<b>514,387</b>	477,45	0,000000
New Obs	D1Z3	D1Z3	D2Z1	D2Z2	D2Z3	
1	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	

### 4 Periode ke depan

Predicted Values for New Observations						
New Obs	Fit	SE Fit	95% CI	95% PI		
1	<b>625,438</b>	27,22	(499,7; 700,1)	(483,12;699,97)XX		
Values of Predictors for New Observations						
New Obs	D1	D2	Z1	Z2	Z3	D1Z1
1	0,000000	0,000000	<b>585,679</b>	<b>547,604</b>	<b>514,387</b>	0,000000
New Obs	D1Z3	D1Z3	D2Z1	D2Z2	D2Z3	
1	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	

### 5 Periode ke depan

Predicted Values for New Observations						
New Obs	Fit	SE Fit	95% CI	95% PI		
1	<b>668,379</b>	25,11	(500,5; 721,3)	(499,93;700,71)XX		
Values of Predictors for New Observations						
New Obs	D1	D2	Z1	Z2	Z3	D1Z1
1	0,000000	0,000000	<b>625,438</b>	<b>585,679</b>	<b>547,604</b>	0,000000
New Obs	D1Z3	D1Z3	D2Z1	D2Z2	D2Z3	
1	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	

### 6 Periode ke depan

Predicted Values for New Observations						
New Obs	Fit	SE Fit	95% CI	95% PI		
1	<b>714,183</b>	24,15	(557,5; 754,3)	(543,72;738,65)XX		
Values of Predictors for New Observations						
New Obs	D1	D2	Z1	Z2	Z3	D1Z1
1	0,000000	0,000000	<b>668,379</b>	<b>625,438</b>	<b>585,679</b>	0,000000
New Obs	D1Z3	D1Z3	D2Z1	D2Z2	D2Z3	
1	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	

Lampiran 15.(lanjutan)

7 Periode ke depan

Predicted Values for New Observations						
New						
Obs	Fit	SE Fit	95% CI		95% PI	
1	<b>763,256</b>	21,35	(576,4; 790,3)		(584,93;798,94)XX	
Values of Predictors for New Observations						
New						
Obs	D1	D2	Z1	Z2	Z3	D1Z1
1	0,000000	0,000000	<b>714,183</b>	<b>668,379</b>	<b>625,438</b>	0,000000
New						
Obs	D1Z3	D1Z3	D2Z1	D2Z2	D2Z3	
1	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	

8 Periode ke depan

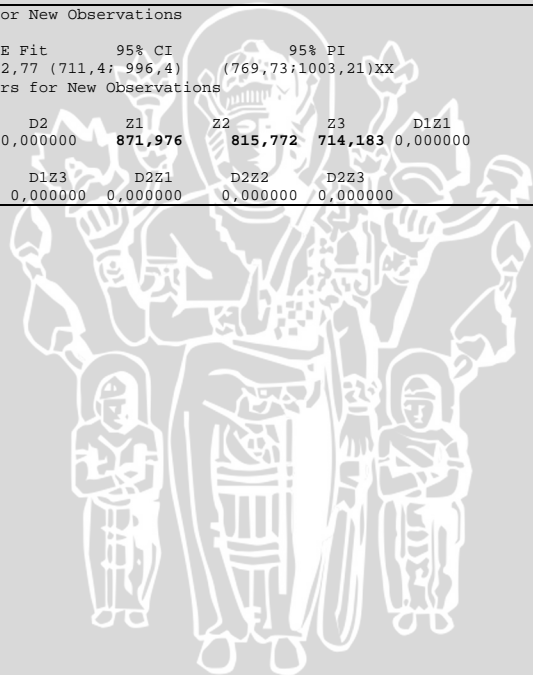
Predicted Values for New Observations						
New						
Obs	Fit	SE Fit	95% CI		95% PI	
1	<b>815,772</b>	22,15	(616,5; 863,6)		(623,13;878,71)XX	
Values of Predictors for New Observations						
New						
Obs	D1	D2	Z1	Z2	Z3	D1Z1
1	0,000000	0,000000	<b>763,256</b>	<b>714,183</b>	<b>668,379</b>	0,000000
New						
Obs	D1Z3	D1Z3	D2Z1	D2Z2	D2Z3	
1	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	

9 Periode ke depan

Predicted Values for New Observations						
New						
Obs	Fit	SE Fit	95% CI		95% PI	
1	<b>871,976</b>	22,65	(689,5; 938,9)		(700,48;926,43)XX	
Values of Predictors for New Observations						
New						
Obs	D1	D2	Z1	Z2	Z3	D1Z1
1	0,000000	0,000000	<b>815,772</b>	<b>763,256</b>	<b>714,183</b>	0,000000
New						
Obs	D1Z3	D1Z3	D2Z1	D2Z2	D2Z3	
1	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	

10 Periode ke depan

Predicted Values for New Observations						
New						
Obs	Fit	SE Fit	95% CI		95% PI	
1	<b>932,125</b>	22,77	(711,4; 996,4)		(769,73;1003,21)XX	
Values of Predictors for New Observations						
New						
Obs	D1	D2	Z1	Z2	Z3	D1Z1
1	0,000000	0,000000	<b>871,976</b>	<b>815,772</b>	<b>714,183</b>	0,000000
New						
Obs	D1Z3	D1Z3	D2Z1	D2Z2	D2Z3	
1	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	0,000000	



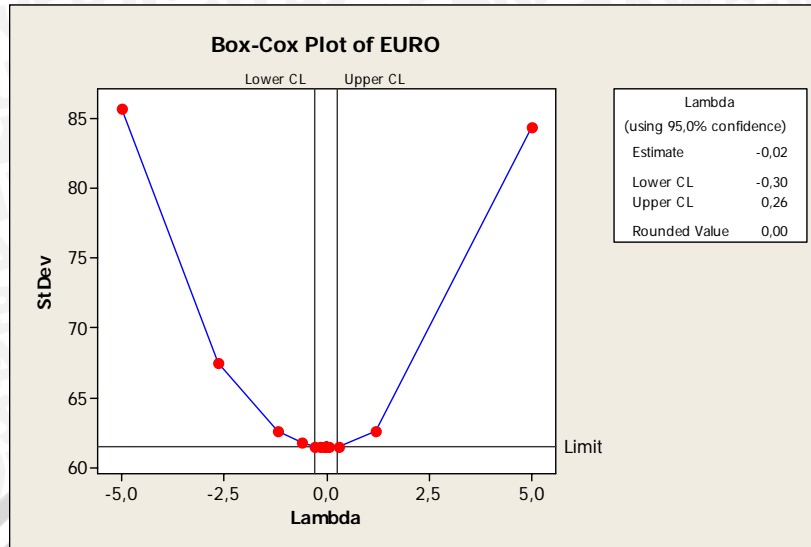


Lampiran 16. Data Kurs Jual EURO (28 Januari 2002-31 Desember 2008)

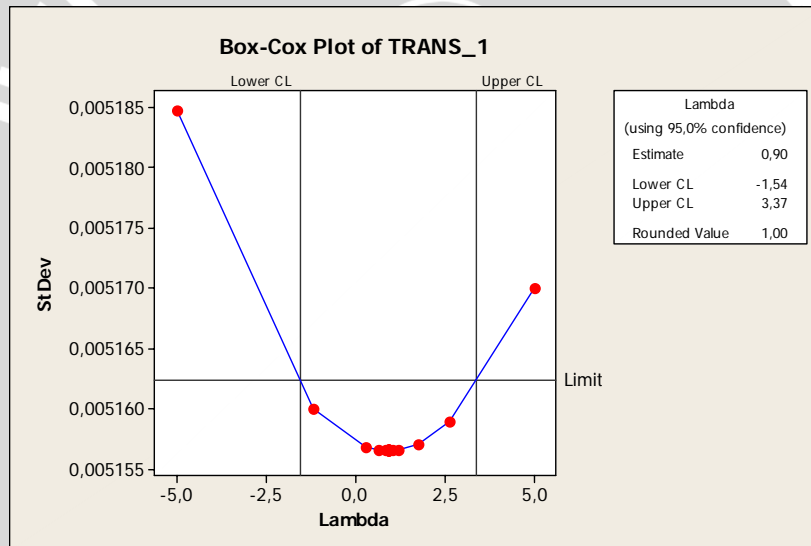
No	Tanggal	Kurs Jual (Rp)	No	Tanggal	Kurs Jual (Rp)
1	28/1/02	9450,13	1042	28/4/06	11617,87
2	29/1/02	9338,08	1043	1 /5/06	11720,46
3	30/1/02	9338,71	1044	2 /5/06	11669,08
4	31/1/02	9337,66	1045	3 /5/06	11720,9
5	1/2/02	9317,05	1046	4 /5/06	11717,11
6	4/2/02	9326,2	1047	5 /5/06	11786,38
7	5/2/02	9401,22	1048	8 /5/06	11758
8	6/2/02	9375,5	1049	9 /5/06	11748,16
9	7/2/02	9386,36	1050	10 /5/06	11772,95
10	8/2/02	9410,04	1051	11 /5/06	11766,22
11	11/2/02	9367,36	1052	12 /5/06	11846,78
12	12/2/02	9373,95	1053	15 /5/06	12148,67
13	13/2/02	9348,75	1054	16 /5/06	12398,51
14	14/2/02	9387,37	1055	17 /5/06	12295,12
15	15/2/02	9367,29	1056	18 /5/06	12422,29
16	18/2/02	9398,73	1057	19 /5/06	12390,6
17	19/2/02	9313,28	1058	22 /5/06	12448,46
18	20/2/02	9366,36	1059	23 /5/06	12636,38
19	21/2/02	9291,91	1060	24 /5/06	12557,78
20	25/2/02	9374,46	1061	29 /5/06	12446,93
21	26/2/02	9287,25	1062	30 /5/06	12422,72
22	27/2/02	9245,47	1063	31 /5/06	12503,81
23	28/2/02	9245,99	1064	1/6/06	12480,11
24	1/3/02	9223,56	1065	2/6/06	11617,87
.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.
1040	26/4/06	11597,8	1692	30 /10/08	16147,94
1041	27/4/06	11596,54	1693	31 /10/08	16139,92

Lampiran 17. Trasformasi Box-Cox ( Kurs Jual EURO )

Sebelum dilakukan transformasi



Sesudah dilakukan transformasi



Lampiran 18. Uji Dickey Fuller ( Kurs Jual EURO )

Sebelum dilakukan *differensi*

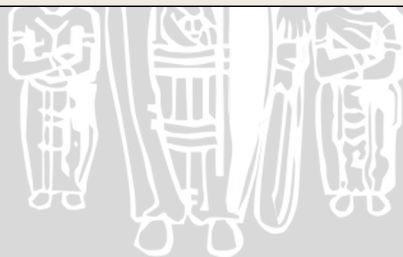
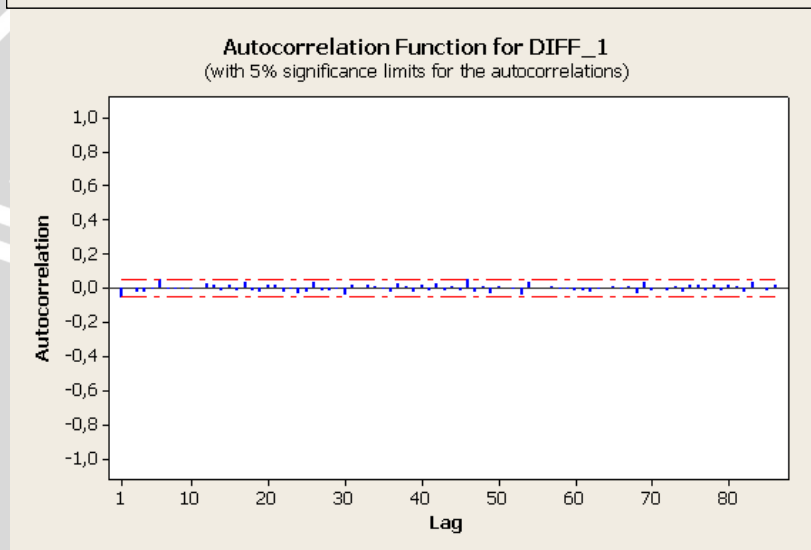
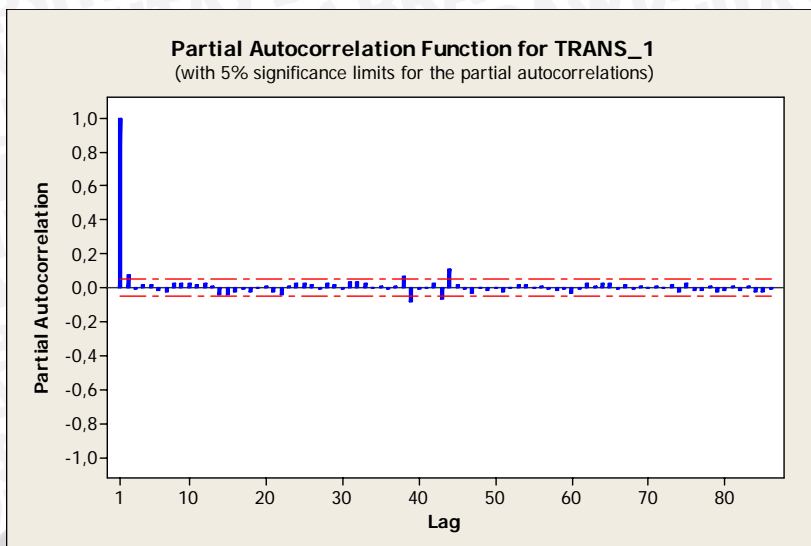
Null Hypothesis: TRANS_1 has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=24)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.451002	0.5584
Test critical values: 1% level	-3.434013	
5% level	-2.863045	
10% level	-2.567619	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

Setelah dilakukan *differensi* 1 kali

Null Hypothesis: D(TRANS_1) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=24)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-49.18013	0.0001
Test critical values: 1% level	-3.434013	
5% level	-2.863045	
10% level	-2.567619	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		



Lampiran 19. Plot ACF dan PACF Data Stasioner (Kurs Jual EURO)



Lampiran 20. Pendugaan Parameter Model ARIMA ( Kurs Jual EURO )

a) ARIMA ( 1,1,0)

Final Estimates of Parameters				
Type	Coef	SE Coef	T	P
AR 1	-0,1767	0,0239	-7,38	0,000
Differencing: 1 regular difference				
Number of observations: Original series 1693, after differencing 1692				
Residuals: SS = 0,140311 (backforecasts excluded)				
MS = 0,000083 DF = 1691				
Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic				
Lag	12	24	36	48
Chi-Square	12,1	21,4	30,9	39,7
DF	11	23	35	47
P-Value	0,355	0,560	0,668	0,766

b) ARIMA ( 2,1,0)

Final Estimates of Parameters				
Type	Coef	SE Coef	T	P
AR 1	-0,1814	0,0243	-7,46	0,000
AR 2	-0,0267	0,0243	-1,10	0,272
Differencing: 1 regular difference				
Number of observations: Original series 1693, after differencing 1692				
Residuals: SS = 0,140211 (backforecasts excluded)				
MS = 0,000083 DF = 1690				
Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic				
Lag	12	24	36	48
Chi-Square	10,6	19,9	29,4	38,3
DF	10	22	34	46
P-Value	0,387	0,592	0,694	0,784

c) ARIMA ( 3,1,0)

Final Estimates of Parameters				
Type	Coef	SE Coef	T	P
AR 1	-0,1822	0,0243	-7,49	0,000
AR 2	-0,0318	0,0247	-1,29	0,798
AR 3	-0,0282	0,0243	-1,16	0,247
Differencing: 1 regular difference				
Number of observations: Original series 1693, after differencing 1692				
Residuals: SS = 0,140100 (backforecasts excluded)				
MS = 0,000083 DF = 1689				
Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic				
Lag	12	24	36	48
Chi-Square	8,8	18,0	27,7	36,1
DF	9	21	33	45
P-Value	0,459	0,647	0,728	0,824



Lampiran 21. Pengujian Kesesuaian Model ARIMA (Kurs Jual EURO)

Model Tentatif	Lag	Nilai-p	Kesimpulan
ARIMA (1,1,0)	Lag 12	0,335	White noise
	Lag 24	0,560	White noise
	Lag 36	0,668	White noise
	Lag 48	0,766	White noise
ARIMA (2,1,0)	Lag 12	0,387	White noise
	Lag 24	0,592	White noise
	Lag 36	0,694	White noise
	Lag 48	0,784	White noise
ARIMA (3,1,0)	Lag 12	0,459	White noise
	Lag 24	0,647	White noise
	Lag 36	0,728	White noise
	Lag 48	0,824	White noise

UNIVERSITAS BRAWIJAYA



Lampiran 22. Nilai AIC Model ARIMA (Kurs Jual EURO)

a) ARIMA (1,1,0)

Dependent Variable: D(ZT,1)				
Method: Least Squares				
Date: 02/19/09 Time: 06:59				
Sample(adjusted): 3 1693				
Included observations: 1691 after adjusting endpoints				
Convergence achieved after 3 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	-0.176709	0.023955	-7.376843	0.0000
R-squared	0.030059	Mean dependent var		-31.68362
Adjusted R-squared	0.030059	S.D. dependent var		925.1905
S.E. of regression	911.1794	<b>Akaike info criterion</b>		<b>16.31917</b>
Sum squared resid	1.40E+09	Schwarz criterion		16.47116
Log likelihood	-13922.65	Durbin-Watson stat		2.008011

b) ARIMA (2,1,0)

Dependent Variable: D(ZT,1)				
Method: Least Squares				
Date: 02/19/09 Time: 07:01				
Sample(adjusted): 4 1693				
Included observations: 1690 after adjusting endpoints				
Convergence achieved after 3 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	-0.181457	0.024338	-7.455811	0.0000
AR(2)	-0.026711	0.024338	-1.097513	0.2726
R-squared	0.030738	Mean dependent var		-32.17456
Adjusted R-squared	0.030164	S.D. dependent var		925.2440
S.E. of regression	911.1825	<b>Akaike info criterion</b>		<b>16.32019</b>
Sum squared resid	1.40E+09	Schwarz criterion		16.47498
Log likelihood	-13913.92	Durbin-Watson stat		1.999251

c) ARIMA (3,1,0)

Dependent Variable: D(ZT,1)				
Method: Least Squares				
Date: 02/19/09 Time: 07:04				
Sample(adjusted): 5 1693				
Included observations: 1689 after adjusting endpoints				
Convergence achieved after 3 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	-0.181784	0.024352	-7.464865	0.0000
AR(2)	-0.031724	0.024735	-1.282544	0.7998
AR(3)	-0.028190	0.024346	-1.157862	0.2471
R-squared	0.031398	Mean dependent var		-31.66903
Adjusted R-squared	0.030249	S.D. dependent var		925.2845
S.E. of regression	911.1824	<b>Akaike info criterion</b>		<b>16.32159</b>
Sum squared resid	1.40E+09	Schwarz criterion		16.47879
Log likelihood	-13905.19	Durbin-Watson stat		2.001192

Lampiran 23. RESET TEST ( Kurs Jual EURO )

Ramsey RESET Test:				
F-statistic	38.62783	Probability	0.018207	
Log likelihood ratio	75.67417	Probability	0.018061	
Test Equation:				
Dependent Variable: D(EURO,1)				
Method: Least Squares				
Date: 02/14/09 Time: 10:45				
Sample: 3 1693				
Included observations: 1691				
Convergence achieved after 6 iterations				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
FITTED^2	-0.000776	0.000120	-6.478080	0.0000
FITTED^3	4.27E-07	7.98E-08	5.359779	0.0000
AR(1)	-0.091652	0.028456	-3.220809	0.0013
R-squared	0.072518	Mean dependent var	-	
			31.68362	
Adjusted R-squared	0.071419	S.D. dependent var	925.2044	
S.E. of regression	891.5540	Akaike info criterion	16.42558	
Sum squared resid	1.34E+09	Schwarz criterion	16.43522	
Log likelihood	-13884.83	Durbin-Watson stat	2.001506	
Inverted AR Roots	-.09			



Lampiran 24. Regresi  $Z_t$  dengan lag yang terbentuk ( Kurs Jual EURO)

**Regression Analysis: Z versus Z1**

The regression equation is  
 $Z = 17,0 + 0,999 Z1$   
 1692 cases used, 1 cases contain missing values

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	17,03	18,78	0,91	0,365
Z1	0,998914	0,001542	647,64	0,000

S = 113,715 R-Sq = 99,6% R-Sq(adj) = 99,6%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	5423757443	5423757443	419434,77	0,000
Residual Error	1690	21853577	12931		
Total	1691	5445611020			

**Regression Analysis: Z versus Z2**

The regression equation is  
 $Z = 27,9 + 0,998 Z2$   
 1691 cases used, 2 cases contain missing values

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	27,87	24,63	1,13	0,258
Z2	0,998348	0,002024	493,34	0,000

S = 148,963 R-Sq = 99,3% R-Sq(adj) = 99,3%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	5400798288	5400798288	243389,16	0,000
Residual Error	1689	37478861	22190		
Total	1690	5438277149			



Lampiran 25. Pendugaan Parameter Model TAR 1 *threshold*  
(2:1,1,( 15155,6)) ( Kurs Jual EURO )

HASIL AKHIR UNTUK MODEL SINGLE TRESHOLD AUTOREGRESSIVE ADALAH:

**Data Display**

data\_ke 1356,00  
 GAMMA1 15188,8  
 MSE\_min 12209,4

**Regression Analysis: Z versus Z1; Z2; D; DZ1; DZ2**

The regression equation is  
 $Z = 1,5 + 0,792 Z1 + 0,208 Z2 + 809 D + 0,573 DZ1 - 0,627 DZ2$

1690 cases used 2 cases contain missing values

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	1,46	20,36	0,07	0,043
Z1	0,79244	0,02511	31,56	0,000
Z2	0,20791	0,02510	8,28	0,000
D	809,0	465,2	1,74	0,082
DZ1	0,57325	0,07767	7,38	0,000
DZ2	-0,62726	0,07610	-8,24	0,000

S = 110,5      R-Sq = 99,6%      R-Sq(adj) = 99,6%

**Analysis of Variance**

Source	DF	SS	MS	F
Regression	5	5406924190	1081384838	88569,60
Residual Error	1684	20560690	12209	
Total	1689	5427484881		

Source	DF	Seq SS
Z1	1	5405640639
Z2	1	434369
D	1	14988
DZ1	1	4689
DZ2	1	829506



Lampiran 25.(Lanjutan)

Data Display

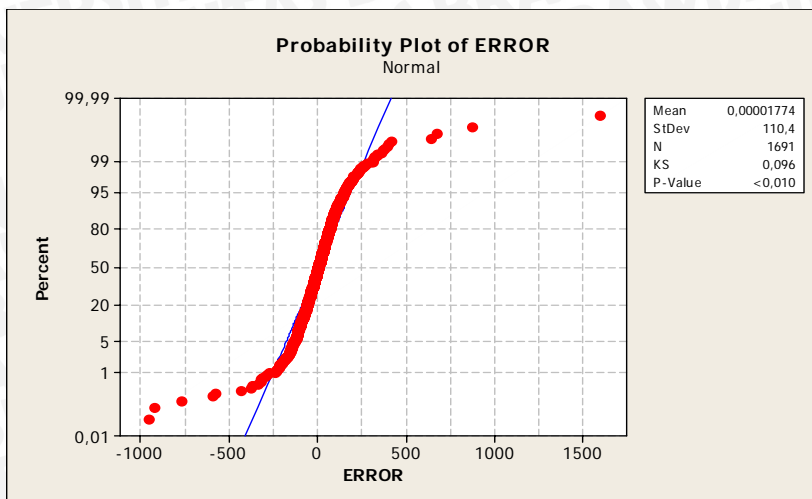
Row	kandidat_treshold	MSE
1	9939,7	12585,0
2	9704,1	12706,2
3	9715,0	12705,3
4	9701,4	12707,0
5	9708,1	12706,7
6	9762,6	12707,1
7	9791,5	12707,2
8	9775,5	12706,5
9	9701,5	12706,5
10	9764,3	12707,1
11	9830,7	12707,5
12	9895,0	12704,8
13	9922,5	12704,3
14	9786,6	12707,1
15	9847,3	12706,1
16	9846,4	12706,1
17	9823,6	12707,9
18	9925,2	12704,3
19	9890,5	12704,9
20	9938,6	12702,9
.	.	.
75	14992,5	12604,3
<b>76</b>	<b>15174,9</b>	<b>12196,4</b>
77	15092,4	12629,4
78	15110,2	12620,7
79	15115,1	12641,2
80	15205,0	12243,0
81	15397,9	12457,2
82	15311,7	12407,1
83	15275,3	12248,2
84	15271,8	12242,7
85	15309,1	12406,8
86	15318,3	12403,9
87	15353,4	12435,8
88	15247,3	12248,7
89	15217,0	12243,6
<b>90</b>	<b>15182,5</b>	<b>12197,0</b>
91	15219,2	12243,0
92	15188,8	12196,2
93	15272,4	12249,1
94	15419,9	12485,9
95	15378,3	12458,5



Lampiran 25. (Lanjutan)

96	15296,3	12403,8
97	15353,8	12437,1
98	15283,4	12411,9
99	15240,9	12252,9
100	15189,9	12197,0
101	15147,6	12611,7
102	15249,0	12345,2
<b>103</b>	<b>15194,3</b>	<b>12197,5</b>
104	15239,1	12351,6
.		
.		
.		
1415	10144,8	12575,3
1416	10130,9	12573,1
1417	10142,6	12576,7
1418	10184,7	12571,3
1419	10180,1	12571,3
1420	10113,0	12571,6
1421	10055,1	12563,5
1422	10075,2	12565,1
1423	10006,9	12546,6
1424	9993,4	12542,6
1425	9953,6	12541,2
1426	9884,6	12668,3
1427	9890,3	12667,9
1428	9865,4	12667,8
1429	9938,6	12663,1
1430	9890,5	12668,8
1431	9925,2	12664,8
1432	9823,6	12667,7
1433	9846,4	12668,1
1434	9847,3	12666,8
1435	9786,5	12670,6
1436	9922,5	12666,9
1437	9895,0	12666,9
1438	9830,7	12666,6
1439	9764,3	12666,5
1440	9701,5	12673,7
1441	9775,5	12667,3
1442	9791,5	12668,8
1443	9762,6	12669,4
1444	9708,1	12667,3
1445	9701,4	12672,4
1446	9715,0	12667,6
1447	9704,1	12667,4
1448	9939,7	12538,2

Lampiran 26. Uji Kolmogorof Smirnov dan White Heterokedastisitas TAR single threshold (Kurs Jual EURO)



White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	7.931296	Probability	0.000089
Obs*R-squared	83.52754	Probability	0.000100

Test Equation:  
 Dependent Variable: RESID^2  
 Method: Least Squares  
 Date: 03/29/09 Time: 08:19  
 Sample: 3 1693  
 Included observations: 1691

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	15908390	8892261.	1.789015	0.0738
D1	84827344	84373094	1.005384	0.3149
D1*Z1	-2306.860	15509.06	-0.148743	0.8818
D1*Z2	999.6768	16106.00	0.062069	0.9505
Z1	5107.024	1153.030	4.429219	0.0000
Z1^2	0.153019	0.023303	6.566355	0.0000
Z1*Z2	-0.343474	0.048067	-7.145711	0.0000
Z1*D1Z1	-0.164425	0.280533	-0.586117	0.5579
Z1*D1Z2	0.353208	0.523517	0.674683	0.5000
Z2	-5389.861	1143.316	-4.714237	0.0000
Z2^2	0.191751	0.025494	7.521499	0.0000
Z2*D1Z2	-0.183931	0.249638	-0.736793	0.4614

R-squared	0.049395	Mean dependent var	1230202.
Adjusted R-squared	0.043167	S.D. dependent var	7746059.
S.E. of regression	7577026.	Akaike info criterion	34.52621
Sum squared resid	9.64E+16	Schwarz criterion	34.56477
Log likelihood	-29179.91	F-statistic	7.931296
Durbin-Watson stat	1.968452	Prob(F-statistic)	0.000098



Lampiran27. Pendugaan Parameter Model MTAR (5:1, 1, (15188,8) (15271,8) (15397,9) (15476,5)) sebelum perbaikan (Kurs Jual EURO)

**Regression Analysis: Z versus D1; D2; ...**

The regression equation is  
 $Z = 36,2 + 15498 D1 - 11 D2 + 14945 D3 + 765,83 D4 + 0,780 Z1 + 0,217 Z2 - 1,20 D1Z1 + 1,08 D2Z1 - 1,21 D3Z1 + 0,419 D4Z1 + 0,180 D1Z2 - 1,08 D2Z2 + 0,33 D3Z2 - 0,527 D4Z2$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	36,22	19,39	1,87	0,062
D1	15498	1384	11,20	0,000
D2	-10,7	207,3	-0,05	0,959
D3	14945	12037	1,24	0,215
D4	765,83	419,9	4,05	0,000
Z1	0,77974	0,02357	33,08	0,000
Z2	0,21741	0,02354	9,24	0,000
D1Z1	-1,1999	0,5096	-2,35	0,019
D2Z1	1,0815	0,3498	3,09	0,002
D3Z1	-1,2100	0,9685	-1,25	0,212
D4Z1	0,41923	0,07634	5,49	0,000
D1Z2	0,1799	0,4452	0,40	0,686
D2Z2	-1,0827	0,3490	-3,10	0,002
D3Z2	0,335	1,112	0,30	0,763
D4Z2	-0,52748	0,07350	-7,18	0,000

S = 103,359 R-Sq = 99,7% R-Sq(adj) = 99,7%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F
Regression	14	5420372244	387169446	36241,24
Residual Error	1676	17904905	10683	
Total	1690	5438277149		

Source	DF	Seq SS
D1	1	48951221
D2	1	49338014
D3	1	20006790
D4	1	1207132714
Z1	1	4091491706
Z2	1	464303
D1Z1	1	2176717
D2Z1	1	18042
D3Z1	1	20742
D4Z1	1	126801
D1Z2	1	1900
D2Z2	1	92850
D3Z2	1	167
D4Z2	1	550278

Lampiran 28. Pendugaan Parameter Model MTAR (5:1, 1, (15188,8) (15271,8) (15397,9) (15476,5)) setelah perbaikan (Kurs Jual EURO )

**Regression Analysis: Z versus D1; D4; ...**

The regression equation is

$$Z = 15151 D1 + 1737 D4 + 0,782 Z1 + 0,218 Z2 - 0,997 D1Z1 + 1,08 D2Z1 + 0,111 D3Z1 + 0,405 D4Z1 - 1,09 D2Z2 - 0,516 D4Z2$$

1691 cases used, 2 cases contain missing values

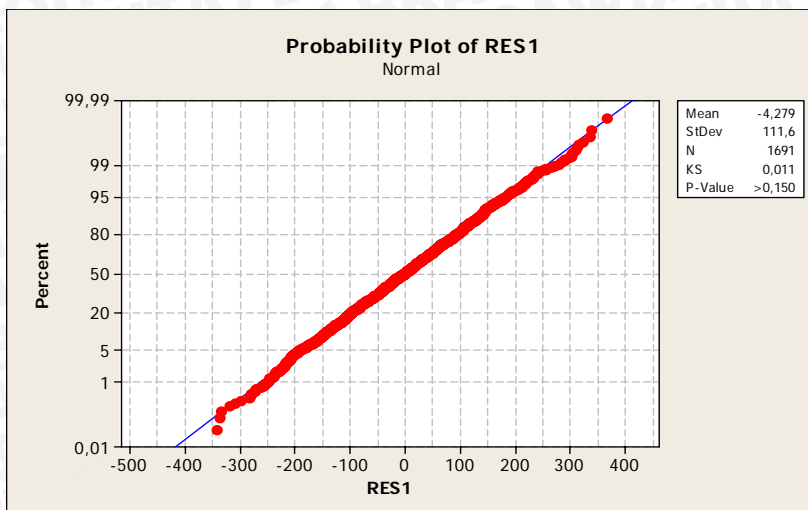
Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Noconstant				
D1	15151	1057	14,33	0,000
D4	737,3	419,4	4,14	0,000
Z1	0,78207	0,02354	33,22	0,000
Z2	0,21810	0,02355	9,26	0,000
D1Z1	-0,99743	0,07098	-14,05	0,000
D2Z1	1,0836	0,3500	3,10	0,002
D3Z1	0,11123	0,02716	4,09	0,000
D4Z1	0,40466	0,07521	5,38	0,000
D2Z2	-1,0854	0,3492	-3,11	0,002
D4Z2	-0,51601	0,07238	-7,13	0,000

S = 103,409

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS
Regression	10	2,50836E+11	25083600307
F			
		2345719,28	0,000
Residual Error	1681	17975524	10693
Total	1691	2,50854E+11	
Source	DF	Seq SS	
D1	1	1150844753	
D4	1	22273265135	
Z1	1	2,27408E+11	
Z2	1	465919	
D1Z1	1	2181195	
D2Z1	1	25993	
D3Z1	1	492	
D4Z1	1	135934	
D2Z2	1	93213	
D4Z2	1	543526	

Lampiran 29. Uji Kolmogorof Smirnov dan White Heterokedastisitas MTAR (Kurs Jual EURO)



White Heteroskedasticity Test:

F-statistic	9.207310	Probability	0.091320
Obs*R-squared	212.6777	Probability	0.090430

Test Equation:  
 Dependent Variable: RESID^2  
 Method: Least Squares  
 Date: 03/12/09 Time: 20:38  
 Sample: 3 1693  
 Included observations: 1691

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	15949374	5289968.	3.015023	0.0026
D1	-27941726	3.25E+10	-0.000859	0.9993
D1^D4	2882919.	56953370	0.050619	0.9596
D1^Z1	1208.530	418406.1	0.002888	0.9977
D1^Z2	-862.5385	39227.38	-0.021988	0.9825
D2	3.78E+08	1.45E+09	0.261759	0.7935
D2^Z1	-9795.911	14382.25	-0.681111	0.4959
D2^Z2	7250.838	12995.98	0.557891	0.5770
D3	-1.47E+09	1.22E+09	-1.201932	0.2296
D3^Z1	16905.86	11567.88	1.461448	0.1441
D4	-1.21E+09	7.32E+08	-1.653074	0.0985
D4^Z1	8296.119	11454.97	0.724237	0.4690
D4^Z2	6876.969	9684.875	0.710073	0.4778
Z1	5510.919	663.3373	8.307868	0.0000
Z1^2	0.146688	0.013338	10.99797	0.0000
Z1^Z2	-0.336073	0.027543	-12.20166	0.0000
Z1^D1Z1	-0.001167	1.600039	-0.000729	0.9994
Z1^D2Z1	-0.848491	5.374664	-0.157869	0.8746
Z1^D4Z1	-0.071933	0.165623	-0.434319	0.6641
Z1^D2Z2	1.449151	8.701004	0.166550	0.8677
Z1^D4Z2	0.102727	0.312327	0.328907	0.7423
Z2	-5787.057	657.2996	-8.804290	0.0000
Z2^2	0.190612	0.014622	13.03617	0.0000
Z2^D2Z2	-0.603687	3.388994	-0.178132	0.8586
Z2^D4Z2	-0.078339	0.147152	-0.532366	0.5945
D2Z1	36565.13	325339.4	0.112391	0.9105
D2Z2	-36119.96	323425.1	-0.111680	0.9111

R-squared	0.125770	Mean dependent var	1058835.
Adjusted R-squared	0.112111	S.D. dependent var	4595752.
S.E. of regression	4330480.	Akaike info criterion	33.41609
Sum squared resid	3.12E+16	Schwarz criterion	33.50284
Log likelihood	-28226.31	F-statistic	9.207310
Durbin-Watson stat	1.521721	Prob(F-statistic)	0.091320





Lampiran 30. Nilai aktual dan nilai Fits ( Kurs Jual EURO )

No	Data aktual	Nilai FITS	ERROR	No	Data aktual	Nilai FITS	ERROR
1	9450,1	*	*	809	12532,4	12572,2	-39,89
2	9338,1	*	*	810	12605,5	12543,7	61,79
3	9338,7	9365,6	-26,93	811	12610,1	12596,5	13,59
4	9337,7	9343	-5,33	812	12510,8	12615,2	-104,42
5	9317	9342,3	-25,24	813	12548,9	12537,3	11,64
6	9326,2	9325,7	0,49	814	12585,1	12547,1	38,03
7	9401,2	9328,7	72,5	815	12513,7	12583,7	-69,92
8	9375,5	9390,2	-14,67	816	12526,7	12534,5	-7,79
9	9386,4	9385,2	1,11	817	12388,8	12530	-141,23
10	9410	9388,6	21,48	818	12366,5	12423,2	-56,7
11	9367,4	9409,6	-42,24	819	12318,7	12377,1	-58,36
12	9374	9380,6	-6,65	820	12372	12334,5	37,51
13	9348,8	9377	-28,27	821	12345	12366,9	-21,95
14	9387,4	9358,4	28,99	822	12361,7	12356,5	5,19
15	9367,3	9383,8	-16,54	823	12361,5	12364,2	-2,65
16	9398,7	9375,9	22,86	824	12344	12367,5	-23,43
17	9313,3	9396,7	-83,4	825	12344	12353,6	-9,53
18	9366,4	9335,3	31,03	826	12246,2	12350	-103,75
19	9291,9	9359,8	-67,92	827	12264,4	12272,3	-7,85
20	9374,5	9311,7	62,78	828	12159,4	12266,6	-107,13
21	9287,3	9361,8	-74,59	829	12228,1	12186,9	41,11
22	9245,5	9309,7	-64,18	830	12259,4	12219,7	39,6
23	9246	9258,5	-12,48	831	12347,9	12258,8	89,12
24	9223,6	9250,3	-26,69	832	12330,2	12335,5	-5,31
25	9159,1	9232,6	-73,44	833	12336,3	12339,8	-3,46
.	.	.	.	.	.	.	.
.	.	.	.	.	.	.	.
807	12596,4	12686,2	-89,76	1692	16147,9	16274,3	-126,32
808	12558,4	12615,3	-56,93	1693	16139,9	16040,2	99,69

### Lampiran 31. Ramalan Kurs Jual EURO 10 Periode Ke Depan

#### 1 Periode ke depan

Predicted Values for New Observations							
New Obs	Fit	SE Fit	95% CI	95% PI			
1	16081,92	3,1	(15765,5; 16973,6)	(15645,6;16865,7)XX			
New Obs							
	D1	D2	D3	D4	Z1	Z2	D1Z1
1	0,000000	0,000000	0,000000	1,000000	16139,9	16147,9	0,000000
New Obs							
	D2Z2	D3Z1	D4Z1	D1Z2	D2Z2	D3Z2	D4Z2
1	0,000000	0,000000	16139,9	0,000000	0,000000	0,000000	16147,9

#### 2 Periode ke depan

Predicted Values for New Observations							
New Obs	Fit	SE Fit	95% CI	95% PI			
1	16006,53	2,87	(15675,5; 16573,6)	(15513,6;15386,8)XX			
New Obs							
	D1	D2	D3	D4	Z1	Z2	D1Z1
1	0,000000	0,000000	0,000000	1,000000	16081,92	16139,9	0,000000
New Obs							
	D2Z2	D3Z1	D4Z1	D1Z2	D2Z2	D3Z2	D4Z2
1	0,000000	0,000000	16081,92	0,000000	0,000000	0,000000	16139,9

#### 3 Periode ke depan

Predicted Values for New Observations							
New Obs	Fit	SE Fit	95% CI	95% PI			
1	15927,88	2,432	(15371,5; 16373,4)	(15242,2;150825,4)XX			
New Obs							
	D1	D2	D3	D4	Z1	Z2	D1Z1
1	0,000000	0,000000	0,000000	1,000000	16006,53	16081,92	0,000000
New Obs							
	D2Z2	D3Z1	D4Z1	D1Z2	D2Z2	D3Z2	D4Z2
1	0,000000	0,000000	16006,53	0,000000	0,000000	0,000000	16081,92

#### 4 Periode ke depan

Predicted Values for New Observations							
New Obs	Fit	SE Fit	95% CI	95% PI			
1	15851,91	3,2	(15063,2; 16172,1)	(15025,8;16065,9)XX			
New Obs							
	D1	D2	D3	D4	Z1	Z2	D1Z1
1	0,000000	0,000000	0,000000	1,000000	15927,88	16006,53	0,000000
New Obs							
	D2Z2	D3Z1	D4Z1	D1Z2	D2Z2	D3Z2	D4Z2
1	0,000000	0,000000	15927,88	0,000000	0,000000	0,000000	16006,53

#### 5 Periode ke depan

Predicted Values for New Observations							
New Obs	Fit	SE Fit	95% CI	95% PI			
1	15780,89	2,9	(149865,1; 160123,4)	(14915,5;15998,1)XX			
New Obs							
	D1	D2	D3	D4	Z1	Z2	D1Z1
1	0,000000	0,000000	0,000000	1,000000	15851,91	15927,88	0,000000
New Obs							
	D2Z2	D3Z1	D4Z1	D1Z2	D2Z2	D3Z2	D4Z2
1	0,000000	0,000000	15851,91	0,000000	0,000000	0,000000	15927,88

#### 6 Periode ke depan

Predicted Values for New Observations							
New Obs	Fit	SE Fit	95% CI	95% PI			
1	15715,47	3,4	(14765,5; 16073,6)	(14845,5;15865,7)XX			
New Obs							
	D1	D2	D3	D4	Z1	Z2	D1Z1
1	0,000000	0,000000	0,000000	1,000000	15780,89	15851,91	0,000000
New Obs							
	D2Z2	D3Z1	D4Z1	D1Z2	D2Z2	D3Z2	D4Z2
1	0,000000	0,000000	15780,89	0,000000	0,000000	0,000000	15851,91



Lampiran 31. (Lanjutan)

7 Periode ke depan

Predicted Values for New Observations							
New Obs	Fit	SE Fit	95% CI	95% PI			
1	15655,68	2,9	(14563,1; 15973,9)	(14645,6;15815,2)XX			
Values of Predictors for New Observations							
New Obs	D1	D2	D3	D4	Z1	Z2	D1Z1
1	0,000000	0,000000	0,000000	1,000000	15715,47	15780,89	0,000000
Values of Predictors for New Observations							
New Obs	D2Z2	D3Z1	D4Z1	D1Z2	D2Z2	D3Z2	D4Z2
1	0,000000	0,000000	15715,47	0,000000	0,000000	0,000000	15780,89

8 Periode ke depan

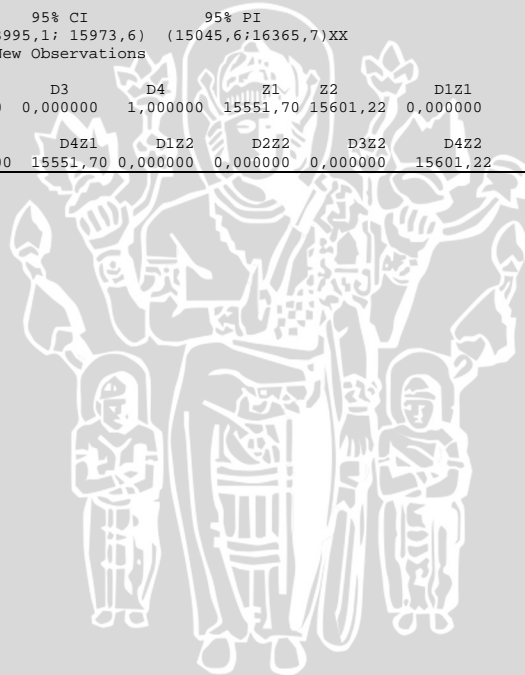
Predicted Values for New Observations							
New Obs	Fit	SE Fit	95% CI	95% PI			
1	15601,22	3,2	(14365,5; 15873,1)	(14345,1;15765,7)XX			
Values of Predictors for New Observations							
New Obs	D1	D2	D3	D4	Z1	Z2	D1Z1
1	0,000000	0,000000	0,000000	1,000000	15655,68	15715,47	0,000000
Values of Predictors for New Observations							
New Obs	D2Z2	D3Z1	D4Z1	D1Z2	D2Z2	D3Z2	D4Z2
1	0,000000	0,000000	15655,68	0,000000	0,000000	0,000000	15715,47

9 Periode ke depan

Predicted Values for New Observations							
New Obs	Fit	SE Fit	95% CI	95% PI			
1	15551,70	2,9	(14018,2; 15912,1)	(14013,6;15905,1)XX			
Values of Predictors for New Observations							
New Obs	D1	D2	D3	D4	Z1	Z2	D1Z1
1	0,000000	0,000000	0,000000	1,000000	15601,22	15655,68	0,000000
Values of Predictors for New Observations							
New Obs	D2Z2	D3Z1	D4Z1	D1Z2	D2Z2	D3Z2	D4Z2
1	0,000000	0,000000	15601,22	0,000000	0,000000	0,000000	15655,68

10 Periode ke depan

Predicted Values for New Observations							
New Obs	Fit	SE Fit	95% CI	95% PI			
1	15506,72	3,2	(13995,1; 15973,6)	(15045,6;16365,7)XX			
Values of Predictors for New Observations							
New Obs	D1	D2	D3	D4	Z1	Z2	D1Z1
1	0,000000	0,000000	0,000000	1,000000	15551,70	15601,22	0,000000
Values of Predictors for New Observations							
New Obs	D2Z2	D3Z1	D4Z1	D1Z2	D2Z2	D3Z2	D4Z2
1	0,000000	0,000000	15551,70	0,000000	0,000000	0,000000	15601,22



## Lampiran 32. Makro Model TAR (2:1,2,(31,4643)) ( Harga Saham BNI )

```

MACRO
TRESHOLD_AR DATA1 C2 C3
MCONSTANT I GAMMA1 J SS cut N F HALF_CUT nSS SSmin MSE_min
data_ke
MCONSTANT maxi mini atas bawah rentang a nGamma1 k1
MCOLUMN DATA1 C2 C3 C100 Z Z1 Z2 Z3
MCOLUMN YHAT MSE GM ERROR D DZ1 DZ2 DZ3
COPY DATA1 Z
LAG 1 Z Z1
LAG 2 Z Z2
LAG 3 Z Z3
#Menentukan batas atas dan bawah data yang layak menjadi threshold
Set c100;
File "TERMINAL".
copy c100 k1
LET n = COUNT(Z)
let maxi=max(Z)
let mini=min(Z)
let rentang=maxi-mini
let cut=(k1/100)*rentang
let atas=maxi-cut
let bawah=mini+cut

# Mengambil data yang nilainya tidak melebihi batas atas dan bawah
let C2=DATA1
let C3=DATA1<atas and DATA1>bawah
do a=1:n
if C3(a)=0
let C2(a)='*'
else
next
endif
enddo

do j=1:50
do i=1:n
if C2(i)='*'
delete i C2
else
next
endif
enddo
enddo

delete 1:n C3
let nGamma1=count(C2)

```

## Lampiran 32. (Lanjutan)

```

#Banyaknya data yang layak menjadi Threshold
NOTE DATA YANG LAYAK DIJADIKAN "THRESHOLD":
print k1
DO J=1:nGamma1
  LET GAMMA1 =C2(J)
  LET GM(J)=GAMMA1
  LET D=Z1>GAMMA1
  LET DZ1=D*Z1
  LET DZ2=D*Z2
  LET DZ3=D*Z3

REGRESS Z 7 Z1 Z2 Z3 D DZ1 DZ2 DZ3 ;
MSE SS;
BRIEF 0.
LET MSE(J)=SS
ENDDO
#mendeteksi MSE MINIMUM
let MSE_min=min(MSE)
let nSS=count(MSE)
do i = 1:nSS
  if MSE(i)=MSE_min
    let gamma1=gm(i)
    break
  else
    next
  endif
enddo
  LET D=Z1>GAMMA1
  LET DZ1=D*Z1
  LET DZ2=D*Z2
  LET DZ3=D*Z3

NOTE HASIL AKHIR UNTUK MODEL SINGLE TRESHOLD
AUTOREGRESSIVE ADALAH:
let data_ke = i
PRINT data_ke GAMMA1 MSE_min

REGRESS Z 7 Z1 Z2 Z3 D DZ1 DZ2 DZ3 ;
FITS YHAT;
RESID ERROR.
PRINT DATA1 YHAT ERROR
PRINT C2 MSE
ENDMACRO

```

Lampiran 33. Makro Model TAR (2:1,1,(9,20429)) ( Kurs Jual  
EURO )

```

MACRO
TRESHOLD_AR DATA1 C2 C3
MCONSTANT I GAMMA1 J SS cut N F HALF_CUT nSS SSmin MSE_min
data_ke
MCONSTANT maxi mini atas bawah rentang a nGamma1 k1
MCOLUMN DATA1 C2 C3 C100 Z Z1 Z2
MCOLUMN YHAT MSE GM ERROR D DZ1 DZ2
COPY DATA1 Z
LAG 1 Z Z1
LAG 2 Z Z2

#Menentukan batas atas dan bawah data yang layak menjadi threshold
Set c100;
File "TERMINAL".
copy c100 k1
LET n = COUNT(Z)
let maxi=max(Z)
let mini=min(Z)
let rentang=maxi-mini
let cut=(k1/100)*rentang
let atas=maxi-cut
let bawah=mini+cut

# Mengambil data yang nilainya tidak melebihi batas atas dan bawah
let C2=DATA1
let C3=DATA1<atas and DATA1>bawah
do a=1:n
if C3(a)=0
let C2(a)='*'
else
next
endif
enddo

do j=1:100
do i=1:n
if C2(i)='*'
delete i C2
else
next
endif
enddo
enddo

delete 1:n C3
let nGamma1=count(C2)

```

## Lampiran 33. (lanjutan)

#Banyaknya data yang layak menjadi Threshold

NOTE DATA YANG LAYAK DIJADIKAN "THRESHOLD":

print k1

DO J=1:nGamma1

LET GAMMA1 =C2(J)

LET GM(J)=GAMMA1

LET D=Z1&gt;GAMMA1

LET DZ1=D\*Z1

LET DZ2=D\*Z2

REGRESS Z 5 Z1 Z2 D DZ1 DZ2 ;

MSE SS;

BRIEF 0.

LET MSE(J)=SS

ENDDO

#mendeteksi MSE MINIMUM

let MSE\_min=min(MSE)

let nSS=count(MSE)

do i = 1:nSS

if MSE(i)=MSE\_min

let gamma1=gm(i)

break

else

next

endif

enddo

LET D=Z1&gt;GAMMA1

LET DZ1=D\*Z1

LET DZ2=D\*Z2

NOTE HASIL AKHIR UNTUK MODEL SINGLE TRESHOLD  
AUTOREGRESSIVE ADALAH:

let data\_ke = i

PRINT data\_ke GAMMA1 MSE\_min

REGRESS Z 5 Z1 Z2 D DZ1 DZ2 ;

FITS YHAT;

RESID ERROR.

PRINT DATA1 YHAT ERROR

PRINT C2 MSE

ENDMACRO

And fancy all her loveliest dreams impart.

*...Boleh jadi kamu membenci sesuatu, padahal ia amat baik bagimu, dan boleh jadi (pula) kamu menyukai sesuatu, padahal ia amat buruk bagimu; Allah mengetahui, sedang kamu tidak mengetahui (QS Al-Baqarah:216)*

*Kami tiada membebani seseorang melainkan menurut kesanggupannya... (QS Al-Mu'minun:62)*

*...Sesungguhnya Allah tidak merubah keadaan sesuatu kaum sehingga mereka merubah keadaan yang ada pada diri mereka sendiri... (QS Ar-Ra'd:11)*

WWW.VISACONT.COM WWW.JUNGER.COM BBS.JUNGER.COM 2005.02.25 WANG HUA

ADMINISTER SYSTEN WWW.CRECN.COM WWW.JUNGER.COM BBS.JUNGER.COM  
COPYRIGHT : 2004 JUNGER DESIGN TEAM . ALL RIGHTS RESERVED





Alhamdulillah... Segala puji bagi Allah SWT, dengan pujian yang tak terhitung oleh bilangan, dan tidak bisa dicapai siapapun. Sholawat dan salam semoga senantiasa tercurah selalu kepada Nabi Muhammad SAW beserta keluarga, sahabat, serta para pengikutnya yang setia mengikuti Sunnah Beliau dengan baik dan benar hingga harin akhir. *Amma ba'd.*

I wanna say **THANKS** to:

Ibuku, Ibuku, Ibuku, Bapakku, Dek Wilan, dan seluruh keluarga besar di Magetan,...untuk kesabaran dan DoA yang tak pernah putus....semoga ini bisa sedikit membuat my big family bangga...dan semoga Aq bisa lebih membahagiakan semua...Maz Wahyu..hmmmfgh....makasih bgd,,buat motivasi, omelan, dan wejangan2nya.....

Special thanks to...mY IUvly prEnd...sl cupLiez...(Eva Em)...tHAnKs a lot udah selAIU nEmenIn aq dARI pErTama nYASar di kOTA aSiNg iNI ampek dEtik inI dAn moga2 ampek dEtik2 tErakhir....amIn....

Sahabat2quw..chArAzzz (keep fight...nYAmbI jAdi sie kONsuMsi abadi...), zEe...(kalo dApet nOminasi pErpus aWard uNdAnG2 yAw)...REddy sujay.... ( mOGa tETEp sujay n cepet ndutz...kapan semprop nduk) and Meye...(teTEp semangat tEman...aq yAKIn kamU bisa)...

pAra pEnGHUnI sImPaNg RemUjUnG 3A ShIfT 1 (mB.tItA, M.IIsA, Mb.vEnY, Mb.iJuP, Mb.mEiKa, mB.HeStI, mB.nUr, mB TyAs, RiNdOz, 3yas)...ShIfT 2 (AnIez, dWiK, niNiN, wIndOt, Mb.TaTiEk, kIKIK)...pAk KOS...tETEp KOMPaK jAgAiN eDDo YaW...ThAnKs FoR All

Stat'05: Ahmal, Ame, AME, BeNI, dEsi, dEwIr, MiThA, DeWiK, EKAFIt, eLgA, eLyn,eMi, EvI, ItOnK, fEbRi NdUt, f3 EKA, mEEEda, hAnDa, hAnDy, mAhAtIr, FaNdY, pUjI, NeNoNg, nIkE, mENtHul, oKyK, PrImA, WiSnU, AtIx, Ri2n, aJuNg, RoM2, sItI Em, sOLiHaH, SuKmO, PaK boZ, SyIfA, DiAh, wIIZ, YaNi, yENi, AtHoK, zUnItA....tEtEp KOMPaK Ya TeMeN2....  
SIAI,05 ENOUGH

Stat' 03 ( mBAK ArDiAnT..mAZ DenI..MBak IcHa..), Stat'04, Stat'06..  
MOhOn Do'aNyA yAch...TeTEp SEmanGat!!!

Teman2 Mgtn: KRIsNe, And.NOOB,(thx 4 d friendship), pReNd2, ex-SD CARiKan IV Pwt, ex-SLTP 1 KWD, ex-SMU 1 MGtn

Thank You.. Merci..racias..