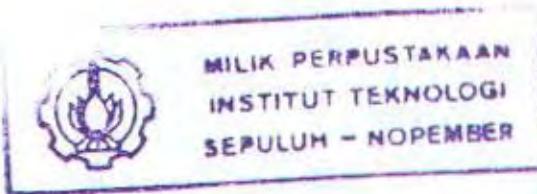


21.077 /H/04

125  
**SKRIPSI**



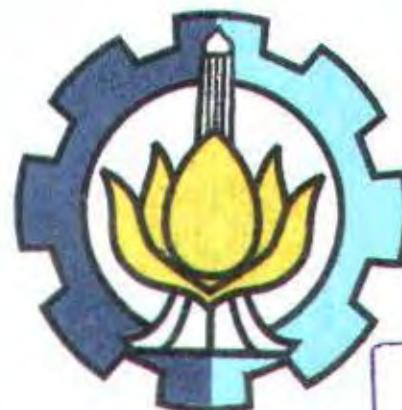
**ANALISIS FUNGSI TRANSFER MULTI INPUT DAN  
ARCH-GARCH PADA DATA INDEKS HARGA SAHAM  
PT. HM. SAMPOERNA**

Oleh :

**DEWI SULISTIYAWATI**

**1300 100 011**

RSST  
519.535  
Sul  
a-1  
2004



PERPUSTAKAAN ITS	
Tgl. Terima	7-7-2004
Terima Dari	H/
No. Agenda Prp.	770713

**JURUSAN STATISTIKA  
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM  
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER  
SURABAYA  
2004**

# **SKRIPSI**

**ANALISIS FUNGSI TRANSFER MULTI INPUT DAN  
ARCH-GARCH PADA DATA INDEKS HARGA SAHAM  
PT. HM. SAMPOERNA**

**Oleh :**

**DEWI SULISTIYAWATI**

**1300 100 011**

Diajukan sebagai syarat kelulusan di program strata satu

Jurusan Statistika

Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam

Institut Teknologi Sepuluh Nopember

**JURUSAN STATISTIKA**

**FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM**

**INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER**

**SURABAYA**

**2004**

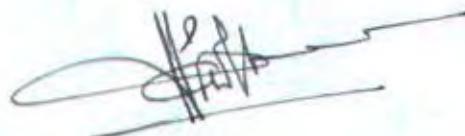
## **PERSETUJUAN DAN PENGESAHAN**

### **ANALISIS FUNGSI TRANSFER MULTI INPUT DAN ARCH-GARCH PADA DATA INDEKS HARGA SAHAM PT. HM. SAMPOERNA**

**DEWI SULISTIYAWATI**

**1300 100 011**

**Menyetujui,  
Dosen Pembimbing**



**Drs. NUR IRIAWAN, M.Kom., PhD  
NIP. 131 782 011**

**Mengetahui,  
Ketua Jurusan Statistika**



**Ir. MUTIAH SALAMAH, M.Kes  
NIP. 131 233 368**

**Surabaya, Juli 2004**

## ABSTRAK

Dalam analisis time series, model ARIMA yang diperkenalkan oleh **Box dan Jenkins** (1976) untuk menganalisis data deret waktu, yaitu sekumpulan observasi yang disusun menurut urutan waktu. Adapun permasalahan utama yang dibahas adalah bagaimana membangun model yang dapat menggambarkan struktur korelasi yang seringkali ditemui dalam data deret waktu, kemudian melakukan peramalan ke depan secara probabilistik.

Model ARIMA diasumsikan adanya homogenitas dalam varian, tidak ada korelasi antar residual, dan asumsi error berdistribusi normal. Namun sering kali ditemui bahwa variabel di bidang ekonomi, model menunjukkan adanya Autokorelasi, heterokedastisitas, dan multikolinearitas.

**Engle dan Bollerslev** mengenalkan pemodelan kasus dengan adanya heterokedastisitas dan Autokorelasi pada kuadrat residual, yang disebut model *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity*(ARCH) dan *Generalized ARCH*.

Dalam penelitian ini, digunakan data berupa Indeks Harga Saham PT.HM.Sampoerna sebagai output dan variabel inputnya berupa inflasi, suku bunga (SBI) serta nilai kurs rupiah terhadap dollar Amerika. Adapun hasil dari penelitian ini didapatkan model fungsi transfer dari tiga variabel input adalah sebagai berikut:

$$Y_t = Y_{t-1} - 8,18468X_{1t-8} + 8,18468X_{1t-9} + a_t. \quad (4.1)$$

$$Y_t = Y_{t-1} + 3,26989X_{2t-9} - 3,26989X_{2t-10} + a_t. \quad (4.2)$$

$$Y_t = Y_{t-1} + 0,01198X_{3t} - 0,01198X_{3t-1} + a_t. \quad (4.3)$$

Dari model transfer diatas kemudian, dilakukan pengujian dari kuadrat residual untuk mengetahui ada atau tidaknya proses ARCH/GARCH. Ternyata dari kuadrat residualnya, hanya variabel kurs yang terjadi proses ARCH. Adapun model ARCH yang diperoleh dapat dituliskan dengan model berikut

$$h_t = 2582,1 + 0,216769\varepsilon^2_{t-9}. \quad (4.4)$$

Model tersebut dapat diartikan bahwa rata-rata perubahan variansi residual Indeks harga saham individu pada suatu bulan tertentu berhubungan dengan variansi residual sembilan bulan sebelumnya.

Sedangkan model transfer multi input yang didapat adalah

$$Y_t = Y_{t-1} - 7,686X_{1t-8} - 7,686X_{1t-9} + 3,329X_{2t-9} + 3,329X_{2t-10} - 0,014X_{3t} - 0,014X_{3t-1} + a_t. \quad (4.5)$$

## KATA PENGANTAR

Segala puji dan syukur penulis panjatkan atas kehadirat Allah SWT, shalawat dan salam semoga tercurah kepada Nabi Muhammad SAW, keluarga, sahabat dan para pengikutnya yang setia sampai akhir jaman. Alhamdulilahirrobbil'alamin, atas berkah, hikmah, dan karunia Allah SWT penulis dapat menyelesaikan Tugas Akhir dengan judul:

*Analisis Fungsi Transfer Multi input dan ARCH-GARCH pada data*

*Indeks Harga Saham PT. HM. Sampoerna*

Tugas akhir ini disusun sebagai salah satu syarat kelulusan dalam menempuh program Strata satu (S-1) Statistika di Jurusan Statistika, Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam, Institut Teknologi Sepuluh Nopember, Surabaya.

Penyusunan Tugas Akhir ini, tidak terlepas dari bimbingan, kerja sama, bantuan maupun motivasi baik secara langsung maupun tidak langsung dari semua pihak. Pada kesempatan ini penulis mengucapkan terima kasih yang sebesar-besarnya kepada:

1. Bapak Drs. Nur Iriawan, Mikom, Ph.D, selaku dosen pembimbing yang telah banyak memberi ide, arahan, bimbingan dan sarana kepada penulis dalam menyelesaikan Tugas Akhir ini.
2. Ibu Mutiah Salamah, Mkes , selaku Ketua Jurusan Statistika FMIPA ITS.
3. Ibu Vita Ratnasari, Ssi, Msi, selaku dosen wali dan koordinator Tugas Akhir yang telah memberikan arahan.
4. Kedua Orang-tua tercinta yang telah memberikan do'a, dorongan, semangat, dan semuanya kepada penulis.

5. Ibu Wiwiek dan Pak Nur yang telah memberikan bantuan yang tiada hentinya, tidak ada yang dapat diucapkan kecuali rasa terima kasih, semoga Allah yang akan membalasnya.
6. Buat om dan mbah yang telah memberikan pengorbanan yang begitu besar, dorongan, semangat dan do'a yang tiada hentinya. Semoga penulis bisa membahagiakan om dan mbah tercinta.
7. Buat semua keluarga, saudara, adik-adikku di Situbondo, yanti, ayu, meri, elok, gesti, terima kasih atas do'anya.
8. Buat seseorang, terima kasih atas dorongan, semangat, kesabaran, perhatian.
9. Buat mbak ririn, terima kasih atas segala kebaikan yang telah diberikan, semoga Allah yang akan membalasnya.
10. Buat dik yanti, dik rosyid, terima kasih atas kebersamaanya.
11. Buat dik veri, dik wiwit terima kasih atas dorongan, semangat, dan kebersamannya.  
Dan juga terima kasih pada mbak mi atas semua kebaikannya.
12. Buat ninik dan masmu terima kasih atas kebersamaannya.
13. Buat teman temanku angkatan 2000, ratna, dwi, tatik, isa, dini, fani, resti, anam, basuki, iwan, anas, sari, ennie, nuraini, ribut, natalia, baiq, rini, atik, aulia, eko, dian terima kasih atas kebersamaan dalam menyelesaikan tugas akhir.
14. Buat semua teman-temanku angkatan 2000 yang tidak bisa disebutkan satu-persatu terima kasih atas kebersamaannya.
15. Bapak/Ibu Dosen di Jurusan Statistika ITS yang secara langsung maupun tidak langsung memberikan masukan.
16. Buat pak warno, pak khamin, terima kasih atas bantuannya.

## DAFTAR ISI

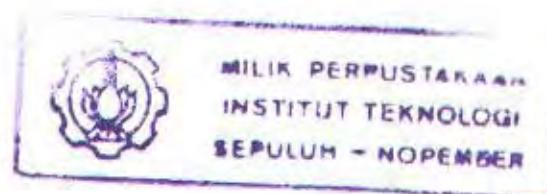
HALAMAN JUDUL	
LEMBAR PENGESAHAN	
ABSTRAK	i
KATA PENGANTAR	ii
DAFTAR ISI	iv
DAFTAR TABEL	vii
DAFTAR GAMBAR	viii
DAFTAR LAMPIRAN	ix
BAB I PENDAHULUAN.....	1
1.1 Latar Belakang.....	1
1.2 Perumusan Masalah.....	2
1.3 Tujuan.....	3
1.4 Manfaat.....	4
1.5 Batasan Permasalahan.....	4
BAB II TINJAUAN PUSTAKA.....	5
2.1 Model ARIMA.....	5
2.1.1 Model untuk data stasioner.....	6
2.1.2 Model untuk data nonstasioner.....	7
2.1.3 Fungsi Autokorelasi.....	7
2.1.4 Identifikasi model ARIMA.....	8
2.1.5 Estimasi parameter.....	8
2.1.6 Diagnostic Checking .....	9
2.1.7 Pengujian kesesuaian.....	9
2.2 Model Fungsi transfer.....	13
2.2.1 Tahap pembentukan transfer.....	13
2.2.2 Identifikasi model transfer.....	13
2.2.3 Menghitung CCF.....	15
2.2.4 Mengidentifikasi(r,s,b).....	15
2.2.5 Estimasi parameter transfer.....	16

2.2.6 Diagnostik model transfer.....	17
2.3 Model ARCH-GARCH.....	18
2.3.1 Model ARCH.....	18
2.3.2 Model GARCH.....	19
2.3.3 Identifikasi model ARCH.....	19
2.3.4 Estimasi parameter ARCH.....	22
2.3.5 Pengujian parameter ARCH.....	22
2.3.6 Kriteria pemilihan model terbaik.....	23
2.4 Pasar modal dan saham.....	23
2.4.1 Pasar modal.....	24
2.4.2 Investasi pada saham.....	26
2.4.3 Inflasi.....	26
2.4.4 Tingkat suku bunga.....	27
2.4.5 Kebijaksanaan nilai tukar.....	28
BAB III METODOLOGI PENELITIAN.....	29
3.1 Sumber Data.....	29
3.2 Variabel penelitian.....	29
3.3 Metode Analisis Data.....	18
BAB IV ANALISIS DATA DAN PEMBAHASAN.....	20
4.1 Model ARIMA Box-Jenkins.....	33
4.2 Pemodelan fungsi transfer.....	35
4.2.1 Identifikasi fungsi transfer.....	36
4.2.2 Pembentukan fungsi transfer.....	44
4.2.3 Estimasi parameter.....	46
4.2.4 Pemeriksaan Diagnostik.....	47
4.2.5 Uji normalitas.....	49
4.2.6 Peramalan hasil fungsi transfer.....	51
4.3 Metode ARCH.....	53
4.4 Model multi input.....	56
BAB V KESIMPULAN DAN SARAN.....	60
5.1 Kesimpulan.....	60

5.2 Saran.....	61
DAFTAR PUSTAKA.....	62
LAMPIRAN	

## DAFTAR TABEL

Tabel	Nama	Halaman
2.1	Pendugaan model berdasar plot ACF dan PACF.....	8
4.1	Deskripsi variabel input dan output.....	34
4.2	Hasil estimasi model fungsi transfer.....	43
4.3	Nilai Pemeriksaan Autokorelasi residual variable input inflasi.....	45
4.4	Nilai Pemeriksaan Autokorelasi residual variable input SBI..	45
4.5	Nilai Pemeriksaan Autokorelasi residual variable input kurs..	46
4.6	Nilai Pemeriksaan <i>cross-correlation</i> variable input inflasi ...	47
4.7	Nilai Pemeriksaan <i>cross-correlation</i> variable input SBI.....	47
4.8	Nilai Pemeriksaan <i>cross-correlation</i> variable input kurs.....	47
4.9	Perhitungan <i>MAPE</i> variable input inflasi.....	50
4.10	Hasil ramalan model transfer variable input inflasi.....	51
4.11	Perhitungan <i>MAPE</i> variable input SBI.....	51
4.12	Hasil ramalan model transfer variable input SBI.....	52
4.13	Perhitungan <i>MAPE</i> variable input kurs.....	52
4.14	Hasil ramalan model transfer variable input kurs.....	53
4.15	Uji Ljung-Box dan LM variabel inflasi.....	54
4.16	Uji Ljung-Box dan LM variabel SBI.....	55
4.17	Uji Ljung-Box dan LM variabel kurs.....	56
4.18	Estimasi parameter ARCH.....	57
4.19	Estimasi parameter model transfer multi input.....	58
4.20	Nilai Pemeriksaan Autokorelasi residual multi input.....	59



## DAFTAR GAMBAR

Gambar Nama	Halaman
4.1 Plot time series IHSI.....	34
4.2 Plot time series inflasi.....	35
4.3 Plot time series suku bunga.....	35
4.4 Plot time series kurs.....	36
4.5 Plot ACF dan PACF inflasi.....	37
4.6 Plot time series inflasi diff-1.....	37
4.7 Plot ACF dan PACF inflasi diff-1.....	38
4.8 Plot ACF dan PACF suku bunga.....	38
4.9 Plot time series suku bunga diff-1.....	39
4.10 Plot ACF dan PACF suku bunga diff-1.....	39
4.11 Plot ACF dan PACF kurs.....	40
4.12 Plot time series kurs diff-1.....	40
4.13 Plot ACF dan PACF kurs diff-1.....	41
4.14 Plot ACF dan PACF IHSI.....	41
4.15 Plot time series IHSI.....	42
4.16 Plot time series IHSI diff-1.....	42
4.17 Plot ACF dan PACF IHSI diff-1.....	50
4.18 Plot kenormalan IHSI dengan inflasi.....	50
4.19 Plot kenormalan IHSI dengan suku bunga.....	51
4.20 Plot kenormalan IHSI dengan kurs.....	51
4.21 Plot kenormalan transfer multi input.....	59

## **DAFTAR LAMPIRAN**

Lampiran A.....	63
Lampiran B.....	71
Lampiran C.....	81
Lampiran D.....	91
Lampiran E.....	96

# **BAB I**

## PENDAHULUAN

## BAB I

### PENDAHULUAN

#### 1.1. Latar Belakang

Pasar Modal merupakan suatu wahana yang dapat dipakai investor dan perusahaan dalam melakukan segala aktivitas perekonomian. Bagi perusahaan, pasar modal dapat memperbanyak pilihan sumber dana (khususnya jangka panjang). Sehingga keputusan pembelanjaan dapat menjadi semakin bervariasi dan berdampak positif pada peningkatan kemampuan perusahaan untuk menentukan struktur modal yang optimal, dengan biaya rendah dan efisien. Harapannya tujuan perusahaan untuk meningkatkan laba optimal akan tercapai. Sementara itu, bagi investor, pasar modal merupakan wahana yang dapat digunakan untuk menginvestasikan dananya.

Perkembangan pasar modal, dipengaruhi dua faktor utama yaitu faktor mikro, seperti volume transaksi, dan faktor makro, seperti tingkat bunga, inflasi, kurs valuta asing dan kebijaksanaan pemerintah. Demikian pula dengan harga saham. Perubahannya juga dipengaruhi oleh dua faktor di atas baik secara langsung maupun tidak langsung. Faktor non-ekonomi (politik, sosial, dan keamanan) juga menjadi penyebab ketidakpastian harga saham dan menyebabkan variabilitas resiko investasi.

Situasi perekonomian di Indonesia, faktor makro berpengaruh besar terhadap pasar modal. Ini terlihat dari fluktuasinya indeks harga saham di pasar modal dan tingkat kepercayaan para pelaku pasar terhadap stabilitas ekonomi. Hal ini mempengaruhi pengambilan keputusan dalam menginvestasikan dana yang dimiliki.

Beberapa penelitian tentang pemodelan Indeks Harga Saham Gabungan telah banyak dilakukan, diantaranya **Novirani** (1996) yang memodelkan Indeks Harga Saham

berdasarkan faktor makro. Analisis fungsi Transfer Multi input pernah digunakan oleh **Virtanen dan Yliolli** pada 1987 dalam **Ostermark** (2000) dengan menggunakan tujuh variabel ekonomi makro untuk menjelaskan fluktuasi Indeks Harga Saham UNITAS di Amerika secara bulanan.

Dalam time series salah satu asumsi yang digunakan pada model ARMA adalah adanya linieritas. Model ARMA bisa tidak berhasil baik jika diaplikasikan pada data keuangan, karena data ini terbentuk dari proses non-linier, dimana variabilitas deret waktunya mempunyai ketergantungan yang tinggi terhadap deret waktu sebelumnya dan memiliki varian yang heterogen (tidak homogen). Oleh karena itu model yang sesuai untuk menganalisis permasalahan tersebut adalah dengan ARCH (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) yang dianggap sebagai model deret waktu yang non-linier(**Gourioux**,1997). Pada tahun 1986, **Bollerslev** mempublikasikan bentuk umum dari ARCH yaitu GARCH.

Berdasarkan beberapa penelitian tersebut, maka peneliti tertarik untuk mendapatkan *mean model* dan *varian model* pada data Indeks Harga Saham PT. HM Sampoerna Tbk. Pemikiran riil yang digunakan adalah karena perusahaan tersebut merupakan salah satu perusahaan rokok besar yang sahamnya merupakan kelompok saham *blue chips* yang mempunyai andil besar dalam perekonomian Indonesia.

Untuk mendapatkan *mean model* digunakan model fungsi transfer multi input dengan melibatkan variabel ekonomi makro. Dalam hal ini ada beberapa faktor sebagai variabel input yang diduga berpengaruh terhadap Indeks Harga Saham PT. HM Sampoerna antara lain: tingkat suku bunga, Kurs Rp /US\$, dan inflasi, sedangkan untuk *varian model* digunakan model ARCH-GARCH.

## **1.2. Perumusan Masalah**

Berdasarkan latar belakang permasalahan di atas, maka dapat dirumuskan permasalahan sebagai berikut:

1. Bagaimanakah bentuk *mean model* yang dapat menjelaskan hubungan antara input dan output pada IHS PT. Sampoerna ?
2. Bagaimanakah bentuk *varian model* yang dapat menjelaskan fluktuasi harga saham dengan menggunakan model ARCH-GARCH ?

## **1.3. Tujuan Penelitian**

Dengan memperhatikan pokok permasalahan di atas, maka tujuan penelitian ini adalah:

1. Memperoleh bentuk *mean model* yang digunakan untuk menjelaskan hubungan antara input dan output pada IHS PT. Sampoerna.
2. Memperoleh bentuk *varian model* yang dapat digunakan untuk menjelaskan fluktuasi harga saham dengan menggunakan model ARCH-GARCH.

## **1.4. Manfaat Penelitian**

Manfaat yang diharapkan dalam penelitian ini adalah

1. Memberikan informasi bagi pelaku bisnis (PT.HM Sampoerna ) di pasar modal dalam memprediksi harga saham.
2. Memberikan gambaran tentang sumbangsih pemodelan statistika pada permasalahan ekonomi khususnya pada kasus Indeks Harga Saham.

### **1.5. Batasan Permasalahan**

Dalam penelitian ini dilakukan pembatasan permasalahan yaitu data deret waktu yang digunakan adalah Data IHS PT. HM. Sampoerna secara bulanan dari periode Januari 1994 sampai Desember 2003, dengan menggunakan variabel input tingkat suku bunga, Kurs Rp /USS, dan inflasi.

## **BAB II**

### **TINJAUAN PUSTAKA**

## BAB II

### TINJAUAN PUSTAKA

#### 2.1. Model ARIMA

Model ARIMA diperkenalkan oleh **Box dan Jenkins** (1976) untuk menganalisis data deret waktu, yaitu sekumpulan observasi yang disusun menurut urutan waktu. Permasalahan utama yang dibahas adalah bagaimana membangun model yang dapat menggambarkan struktur korelasi serial yang seringkali ditemui dalam data deret waktu, kemudian melakukan peramalan ke depan secara probabilistik.

Syarat yang harus dipenuhi dalam menggunakan metode ARIMA Box-Jenkins, adalah bahwa suatu deret waktu harus memenuhi syarat stasioneritas baik stasioner dalam mean maupun varian. Suatu deret waktu dikatakan stasioner dalam mean apabila data deret waktu tersebut berfluktuasi dalam mean yang konstan, dan dikatakan stasioner dalam varian apabila data deret waktunya berfluktuasi dalam varian yang konstan. Untuk memenuhi asumsi stasioneritas, maka pada suatu deret waktu yang nonstasioner perlu dilakukan *difference*, atau transformasi terlebih dahulu (Wei, 1990).

Secara umum proses *difference* pada suatu deret waktu dengan orde *difference d* adalah :

$$W_t = (1 - B)^d Z_t, \quad d = 1, 2, \dots, n \quad (2.1)$$

Model Arima Box-Jenkins terdiri dari dua jenis model, yaitu model deret waktu yang datanya stasioner, dan model deret waktu yang datanya nonstasioner. Model yang datanya stasioner adalah model *autoregressive orde p* atau *AR(p)*, model *moving average orde q* atau *MA(q)*, dan kombinasi antara *autoregressive* dengan *moving*

*average* yang disebut  $ARMA(p,q)$ . Sedangkan model bila data deret waktunya nonstasioner adalah model *autoregressive integrated moving average* atau  $ARIMA(p,d,q)$  untuk nonmusiman, dan  $ARIMA(P,D,Q)^S$  untuk musiman.

### 2.1.1. Model untuk data stasioner

Proses *autoregressive* digunakan untuk mendeskripsikan suatu keadaan dimana nilai sekarang dari suatu deret waktu bergantung pada nilai-nilai sebelumnya ( $Z_{t-1}, \dots, Z_{t-k}$ ), ditambah dengan suatu random shocks  $a_t$  (Wei, 1990). Bentuk umum dari AR( $p$ ) adalah:

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + a_t \quad (2.2)$$

Proses *moving average* digunakan untuk menjelaskan suatu fenomena dimana suatu observasi pada waktu  $t$  dinyatakan sebagai kombinasi linier dari sejumlah random shocks  $a_t$  (Wei, 1990). Bentuk umum dari model  $MA(q)$  adalah:

$$Z_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} + \theta_2 a_{t-2} + \dots + \theta_q a_{t-q} \quad (2.3)$$

Model ARMA( $p,q$ ) adalah suatu model campuran antara *autoregressive* orde  $p$  dengan model *moving average* orde  $q$  (Wei, 1990). Dimana model ARMA merupakan model untuk data yang stasioner. Adapun bentuk umum dari model ini adalah :

$$\phi_p(B)Z_t = \theta_q(B)a_t$$

$$\text{dimana } \phi_p(B) = (1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p) \text{ dan } \theta_q(B) = (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q) \quad (2.4)$$

### 2.1.2 Model untuk data nonstasioner

Model ARIMA( $p,d,q$ ) ini merupakan model deret waktu yang datanya nonstasioner. Bentuk umum dari model ini adalah:

$$\phi_p(B)(1-B)^d Z_t = \theta_0 + \theta_q(B)\alpha_t \quad (2.5)$$

### 2.1.3. Fungsi Autokorelasi (ACF) dan Fungsi Autokorelasi Parsial(PACF)

Identifikasi model ARIMA Box-Jenkins dilakukan dengan mengamati pola dari ACF dan PACF dari suatu deret waktu. ACF menggambarkan kovarian dan korelasi antara  $Z_t$  dan  $Z_{t-k}$ , yang dipisahkan oleh  $k$  lag (Wei,1990), sehingga persamaan ACF dapat dirumuskan sebagai berikut:

$$\rho_k = \frac{Cov(Z_t, Z_{t+k})}{\sqrt{Var(Z_t)} \sqrt{Var(Z_{t+k})}} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \quad (2.6)$$

Sedangkan PACF berguna untuk mengukur tingkat keeratan hubungan antara pasangan data  $Z_t$  dan  $Z_{t-k}$  setelah dependensi linier dalam variabel  $Z_{t+1}, Z_{t+2}, \dots, Z_{t+k-1}$  telah dihilangkan. PACF pada lag  $k$  adalah sebagai berikut:

$$\phi_{kk} = Corr(Z_t, Z_{t+k} | Z_{t+1}, \dots, Z_{t+k-1}) \quad (2.7)$$

### 2.1.4. Identifikasi Model ARIMA Box-Jenkins

Identifikasi terhadap data deret waktu dilakukan dengan membuat plot serial data deret waktunya. Dengan melihat plot serial data tersebut, maka dapat diketahui perilaku datanya. Sehingga dari sini akan dapat diketahui perlu atau tidaknya untuk dilakukan transformasi atau *difference* terhadap suatu data. Melalui plot ACF dan PACF dari data yang stasioner dapat diduga model yang sesuai untuk data tersebut. Untuk

menduga model ARIMA dari suatu deret waktu, ada beberapa pedoman yang diberikan oleh Wei(1990). Berkaitan dengan pola ACF dan pola PACF, Secara lebih jelas dapat dilihat pada Tabel 2.1.

Tabel 2.1 Pendugaan model berdasarkan plot ACF dan PACF

Model	ACF	PACF
AR( $p$ )	Turun eksponensial atau membentuk gelombang sinus	<i>Cut off</i> setelah lag $p$
MA( $q$ )	<i>Cut off</i> setelah lag $q$	Turun eksponensial atau membentuk gelombang sinus
ARMA( $p,q$ )	Turun eksponensial	Turun eksponensial

### 2.1.5. Estimasi Parameter Model ARIMA

Estimasi parameter dilakukan pada pendugaan nilai dari parameter ARIMA, dalam hal ini adalah nilai  $\phi$  sebagai penduga parameter model *autoregressive*, sedangkan nilai  $\theta$  digunakan sebagai penduga parameter model *moving average* (Wei, 1990). Adapun estimasi parameter dilakukan dengan menggunakan metode *least square*, dan *Maximum likelihood* (MLE).

### 2.1.6. Diagnostic Checking

*Diagnostic checking* dilakukan untuk melihat kelayakan suatu model. Tahap ini dilakukan dengan pengujian signifikansi parameter, dan kesesuaian asumsi. Dimana asumsi dasar yang harus dipenuhi adalah residual bersifat *white noise*, dan berdistribusi normal (Wei,1990). Pengujian signifikansi parameter digunakan untuk menguji apakah suatu parameter model ARIMA layak masuk dalam model atau tidak. Apabila ternyata suatu estimator tidak signifikan, maka parameter tersebut dikeluarkan dari model.

Jika  $\beta$  merupakan estimator parameter suatu model ARIMA, maka uji hipotesisnya adalah:

$$H_0 : \beta = 0$$

$$H_1 : \beta \neq 0$$

Sedangkan statistik uji yang digunakan adalah

$$t_{ratio} = \frac{\beta}{sd(\beta)}$$

Daerah Penolakan (Tolak  $H_0$ ) yang digunakan adalah jika  $|t_{ratio}| > t_{\alpha/2; df = n - np}$ . Dimana  $np$  adalah banyaknya parameter statistik uji di atas berdistribusi t, dengan derajat bebas banyaknya observasi yang digunakan dikurangi dengan banyaknya parameter yang diduga dalam model. Sedangkan kriteria pengujinya adalah  $H_0$  ditolak bila  $|t_{ratio}|$  lebih besar dari nilai kritis distribusi t pada taraf signifikan  $\alpha$ , sehingga parameter  $\beta$  signifikan dalam model atau p-value  $< \alpha$  maka tolak  $H_0$ .

### 2.1.7. Pengujian Kesesuaian Model

Ada dua asumsi yang harus dipenuhi yaitu residual bersifat *white noise*, dan berdistribusi normal. Suatu residual bersifat white noise, jika dalam residual tersebut tidak terdapat korelasi antar data residualnya (Wei, 1990). Plot residual dapat digunakan untuk melihat apakah varian residual konstan, sedangkan untuk melihat apakah residual sudah bersifat white noise dapat dilakukan dengan melihat plot ACF dan PACF dari residual. Pengujian untuk melihat residual sudah white noise adalah dengan menggunakan uji hipotesis sebagai berikut:

Hipotesis

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

$$H_1: \text{paling sedikit ada satu } \rho_k \neq 0$$

dengan statistik uji yang digunakan adalah

$$Q = m(m+2) \sum_{k=1}^K (m-k)^{-1} \rho_k^2$$

Dimana:  $\rho_k^2$  = Kuadrat ACF dari residual

$m$  = banyaknya data residual

Kriteria pengujian yang digunakan adalah  $H_0$  ditolak apabila  $Q > \chi^2_{(\alpha, K-p-q)}$  atau  $p\text{-value} < \alpha$ , artinya model tidak sesuai karena residual tidak memenuhi asumsi white noise.

Pengujian asumsi kenormalan dilakukan dengan menggunakan uji *Kolmogorov-Smirnov*. Adapun hipotesis yang digunakan adalah

$H_0 : F(X) = F_\theta(x)$ , untuk semua  $x$

$H_1 : F(x) \neq F_\theta(x)$ , untuk beberapa  $x$

dan dengan menggunakan statistik uji

$$D = \sup_x |S(x) - F_\theta(x)|$$

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

$F_\theta(x)$  = fungsi distribusi yang dihipotesiskan berdistribusi normal

$S(x)$  = fungsi distribusi kumulatif dari data asal

dengan kriteria Pengujian yang digunakan adalah  $H_0$  ditolak  $D_{max} \geq D_{(n, 1-\alpha)}$ . Atau apabila  $p\text{-value} < \alpha$ , dapat diartikan residual tidak bersifat *white noise*.

## 2.2 Model Fungsi Transfer

Model fungsi transfer adalah suatu model yang menggambarkan nilai prediksi masa depan dari suatu time series (disebut *output series*,  $y_t$ ), yang didasarkan pada nilai-nilai masa lalu dari suatu deret waktu, dan didasarkan pula pada satu atau lebih deret waktu yang berhubungan (disebut *input series*,  $x_t$ ) dengan output series  $y_t$ . Tujuan dari pemodelan fungsi transfer adalah untuk mengidentifikasi dan mengestimasi fungsi transfer  $v(B)$  dan model noise untuk  $n_t$  yang didasarkan pada informasi input series  $x_t$  dan output series  $y_t$  (Wei, 1990).

Bentuk umum dari model fungsi transfer dengan single input ( $x_t$ ) dan single output ( $y_t$ ) adalah sebagai berikut:

$$y_t = v(B)x_t + n_t, \quad (2.8)$$

dimana:

$y_t$  : representasi dari deret output yang stasioner

$x_t$  : representasi dari deret input yang stasioner

$n_t$  : representasi dari komponen error (*deret noise*) yang independen terhadap deret input  $x_t$ , dan

$$v(B) = v_0 - v_1 B - v_2 B^2 - \dots, \text{ merupakan fungsi transfer} \quad (2.9)$$

Persamaan 2.9 dapat dituliskan dalam bentuk sebagai berikut:

$$\begin{aligned} v(B) &= \frac{\omega_s(B)B^k}{\delta_r(B)} \\ \text{sehingga } y_t &= \frac{\omega_s(B)B^k}{\delta_r(B)} x_t + n_t \end{aligned} \quad (2.10)$$

Pada fungsi transfer multi input ada beberapa variabel input yang dimasukkan pada suatu pemodelan, sehingga bentuk fungsi transfer multi input adalah:

$$y_t = \sum_{j=1}^m [\delta_j(B)]^{-1} \omega_j(B)x_{j,t-b_j} + [\Phi(B)]^{-1} \theta(B)a_t, \quad (2.11)$$

dimana,

$y_t$  = variabel dependen

$x_{jt}$  = variabel bebas ke- $j$ , dimana  $j = 1, \dots, m$

$B$  = operator  $x_{jt} B^j = x_{j,t+j}$

$\omega_j(B)$  = operator moving average order  $r_j$  untuk variabel ke- $j$

$\delta_j(B)$  = operator autoregressive order  $k_j$  untuk variabel ke- $j$

$b_j$  = parameter ke- $j$  yang merepresentasikan jumlah interval waktu lengkap

$\theta(B)$  = operator moving average order  $q$

$\phi(B)$  = operator autoregressive order  $p$

$a_t$  = variabel white noise

### 2.2.1 Tahap Pembentukan Model Fungsi Transfer

Bowerman dan O'connell (1993) memperkenalkan tiga tahapan untuk membentuk model fungsi transfer, yang meliputi:

1. Mengidentifikasi model yang menggambarkan suatu input series
2. Mengidentifikasi model fungsi transfer awal yang menggambarkan output series
3. Menggunakan residual pada model awal untuk mengidentifikasi suatu model yang menggambarkan struktur error pada model awal dan untuk membentuk model fungsi transfer akhir

### 2.2.2 Tahap I : Identifikasi Model Fungsi Transfer

Langkah awal untuk membentuk model fungsi transfer diperlukan tahap identifikasi pada data yang ada, baik untuk variabel input maupun variabel output. Tahap identifikasi ini berguna untuk melihat perilaku dan karakteristik dari data yang ada. Ada beberapa tahap identifikasi model transfer yaitu:

1. Mempersiapkan deret input dan output

Apabila identifikasi awal terhadap data dari deret input maupun output data mentah tidak stasioner, maka perlu dilakukan proses *difference* untuk menghilangkan ketidakstasioneran (Makridarkis, Wheelwright, dan McGee, 1993).

Dengan kata lain, transformasi pun harus dilakukan pada deret input dan output apabila hal ini diperlukan.

## 2. Prewhitening deret input.

Tahap prewhitening dilakukan untuk mendapatkan model ARIMA yang sesuai untuk deret input ( $x_t$ ) sehingga diperoleh deret input yang sudah white noise ( $\alpha_t$ ). Hal ini disebut sebagai "prewhitening of  $x_t$ "

Dengan menggunakan model fungsi transfer umum :  $y_t = v(B)x_t + n_t$ , dan apabila diasumsikan bahwa input series  $x_t$  mengikuti proses ARMA, maka akan diperoleh model sebagai berikut

$$\phi_x(B)x_t = \theta_x(B)\alpha_t, \quad (2.12)$$

dimana  $\alpha_t$  adalah white noise. Sedangkan deret  $\alpha_t$  atau prewhitened inputnya

$$\alpha_t = \frac{\phi_x(B)}{\theta_x(B)}x_t \quad (2.13)$$

dimana  $\alpha_t$  merupakan white noise series dengan mean nol dan varians sebesar  $\sigma_{\alpha}^2$ .

## 3. Prewhitening deret output

Apabila transformasi pada prewhitening diterapkan pada deret input ( $x_t$ ) sebagaimana persamaan di atas, maka transformasi yang sama juga harus dilakukan untuk deret outputnya ( $y$ ). Hal ini dilakukan untuk menjaga intergritas hubungan fungsional  $y_t$  dan  $x_t$ . Apabila pada prewhitening deret input dihasilkan suatu deret yang white noise, tidak akan selalu demikian pada prewhitening deret output (Wei, 1990). Hal ini disebabkan deret output dimodelkan secara paksa dengan menggunakan model deret inputnya. Prewhitening pada deret output ini dilakukan dengan cara yang sama sebagaimana prewhitening deret inputnya,

$$\beta_t = \frac{\phi_z(B)}{\theta_z(B)} y_t \quad (2.14)$$

Kemudian dengan menggunakan model prewhitening di atas, selanjutnya dilakukan perhitungan output series yang tersaring dengan mentransformasikan output series  $y_t$

### 2.2.3 Menghitung Fungsi Korelasi Silang (Cross Correlation Function )

Pada tahap ini dilakukan pemeriksaan nilai sample CCF antara  $\alpha_t$  dan  $\beta_t$  (dinotasikan dengan CCF  $\rho_{\alpha\beta}(k)$ )

Kemudian dari nilai CCF dapat digunakan untuk menaksir impuls respon ( $v_k$ ) dari fungsi transfer.

$$v_k = \frac{\sigma_\alpha}{\sigma_\beta} \rho_{\alpha\beta}(k) \quad (2.15)$$

### 2.2.4 Mengidentifikasi (r,s,b) untuk model fungsi transfer

Setelah memperoleh hasil dari nilai *cross-correlation* maka dapat ditentukan nilai r, s, b sebagai dugaan awal. Berikut ini adalah beberapa aturan yang dapat digunakan untuk menduga nilai r, s, dan b dari suatu fungsi transfer (Wei,1990):

- a. Nilai b menyatakan bahwa  $y_t$  tidak dipengaruhi oleh  $x_t$  sampai periode  $t - b$ , besarnya b sama dengan jumlah bobot respon impulse  $v_k$  yang tidak signifikan berbeda dari nol. Dengan demikian yang terlihat adalah deretan awal  $v_k$  yang nilainya mendekati nol ( $v_0, v_1, v_{b-1}$ )

- b. Nilai  $s$  menyatakan seberapa lama deret  $y_t$  terus dipengaruhi oleh  $x_{t-h-1}, x_{t-h-2}, \dots, x_{t-h-s}$ , sehingga dapat dikatakan bahwa nilai  $s$  adalah jumlah dari bobot respon impulse  $v_k$  sebelum terjadinya pola menurun.
- c. Nilai  $r$  menyatakan bahwa  $y_t$  dipengaruhi oleh nilai masa lalunya.  $y_t$  dipengaruhi oleh  $y_{t-1}, \dots, y_{t-r}$
- $r = 0$ , bila jumlah bobot respon impuls hanya terdiri dari beberapa lag yang kemudian terpotong
  - $r = 1$ , bila bobot respon impuls menunjukkan suatu pola eksponensial menurun
  - $r = 2$ , bila bobot respon impuls menunjukkan suatu pola eksponensial menurun dan pola sinusoidal

Setelah diperoleh fungsi transfer awal, estimasi deret *noise* dapat dihitung

$$n_t = y_t - \frac{\omega_s(B)}{\delta_r(B)} B^b \quad (2.16)$$

Deret *noise* adalah suatu deret gangguan (residual) dari suatu model ARIMA(transfer). Model sementara dari *noise* kemudian dapat diidentifikasi dengan menyelidiki sampel ACF dan PACF yang menghasilkan model ARIMA berikut:

$$\phi(B)n_t = \theta_n(B)a_t \quad (2.17)$$

Dengan diperolehnya model ARIMA untuk deret *noise*, diperoleh model fungsi transfer sebagai berikut:

$$y_t = \frac{\omega_s(B)}{\delta_r(B)} x_{t-b} + \frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)} a_t \quad (2.18)$$

### 2.2.5 Tahap II Estimasi Parameter Model Fungsi Transfer

Setelah dilakukan identifikasi, maka didapat model fungsi transfer seperti pada persamaan 2.19

$$y_t = \frac{\omega_r(B)}{\delta_r(B)} x_{t-b} + \frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)} a_t \quad (2.19)$$

Kemudian dilakukan estimasi parameter  $\delta$ ,  $\omega$ ,  $\theta$  dan  $\phi$  dengan menggunakan maksimum likelihood.

### 2.2.6. Tahap III Uji Diagnostik Model Fungsi Transfer

Setelah dilakukan identifikasi model dan estimasi parameter, uji kelayakan model harus dilakukan sebelum model tersebut digunakan untuk peramalan maupun pengendalian. Asumsi yang digunakan dalam fungsi transfer bahwa  $a_t$  adalah white noise, tidak tergantung pada input series  $x_t$ , dan juga tidak tergantung pada prewhitened input series  $\alpha_t$ . Dengan demikian, untuk melakukan uji diagnostik model fungsi transfer, harus dilakukan pemeriksaan residual  $a_t$  dari model noise dan residual  $\alpha_t$  dari prewhitened input model (Wei, 1990).

1. Cross Correlation Check, untuk menguji apakah deret noise  $a_t$ , dan deret input  $x_t$  bersifat independen. Pemeriksaan ini dapat pula dilakukan melalui suatu uji dengan formulasi sebagai berikut:

$$Q_0 = m(m+2) \sum_{j=0}^k (m-j)^{-1} \rho_{aa}^2(j)$$

Statistik  $Q_0$  mengikuti distribusi  $\chi^2$  dengan derajat bebas  $(K+1)-m$ , dimana jumlah derajat bebas ini tidak tergantung pada banyaknya parameter yang di estimasi dalam model noise, sedangkan  $m$  menunjukkan banyaknya residual.

2. Autocorrelation Check, untuk memeriksa kecukupan model noise. Untuk menguji digunakan statistik  $Q$  sebagai berikut:

$$Q_1 = m(m+2) \sum_{j=1}^K (m-j)^{-1} \rho_j^2 \hat{a}(j)$$

Statistik  $Q_1$  mengikuti distribusi  $\chi^2$  dengan derajat bebas  $K-p-q$ , dimana nilai ini hanya tergantung pada banyaknya parameter model noise.

## 2.3. Model ARCH dan GARCH

### 2.3.1. Model ARCH

Dalam model-model ekonometrik konvensional, varian dari residual diasumsikan konstan di sepanjang waktu. Akan tetapi pada banyak kasus terutama untuk data keuangan terdapat fluktuasi yang tidak wajar pada suatu periode yang diikuti oleh periode berikutnya yang mungkin lebih stabil. Dalam kondisi asumsi varian konstan (homoskedastisitas) tidak terpenuhi, banyak pendekatan yang digunakan untuk mengatasinya misalnya dengan mentransformasi datanya supaya variansnya menjadi lebih stabil.

Engle (1982) menggunakan metode yang berbeda untuk mengatasi hal tersebut, yaitu dengan memodelkan secara simultan *mean* dan *variance* sebagai sebuah data deret waktu, dimana varian tersebut merupakan model bersyarat berdasarkan informasi pergerakan varian residual dari waktu ke waktu.

Model ARCH merupakan suatu kasus residual model ARIMA Box-Jenkins yang sudah memenuhi asumsi dasar white noise, tetapi dalam plot kuadrat residual menunjukkan ada perubahan varian. Engle menyarankan untuk melakukan pemodelan tambahan pada kuadrat residual model, sehingga menggambarkan perubahan yang sesuai dengan pergerakan waktu. Adapun model ARCH adalah sebagai berikut:

$$E_t(\hat{\varepsilon}_{t+1}^2) = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \hat{\varepsilon}_{t-q}^2 + v_t \quad (2.20)$$

### 2.3.2 Model GARCH

Oleh karena lag yang panjang pada hampir semua kasus sangat sulit untuk mencapai nilai non negatif dan kondisi stasioner, maka kemudian Bollerslev's (1986) mengembangkan proses ARCH menjadi GARCH.

Dalam suatu variabel random, proses residual memiliki bentuk  $\varepsilon_t = v_t \sqrt{h_t}$ , dimana  $v_t$  merupakan suatu proses white noise dan saling bebas terhadap residual sebelumnya  $\varepsilon_{t-1}$ , sehingga model GARCH( $p,q$ ) adalah :

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j h_{t-j} \quad (2.21)$$

### 2.3.3 Identifikasi dan Pengujian Model ARCH-GARCH

Konsep dasar suatu proses ARCH mirip dengan proses ARIMA Box-Jenkins, yaitu mengasumsikan stasioneritas dan linieritas. Untuk mengidentifikasi apakah suatu model tersebut adalah ARCH-GARCH atau bukan, maka dapat dilakukan dengan cara menghitung nilai ACF dan nilai PACF dari kuadrat residual yang dihasilkan dari *mean model* (ARIMA, Intervensi, Fungsi Transfer), atau dapat juga memakai tes *Lagrange*

*Multiplier.* Jika terdapat *conditional heteroscedasticity*, disarankan untuk menggambarkan correlogram kuadart residual dengan langkah-langkah sebagai berikut:

1. Melakukan pemilihan model terbaik dengan menggunakan model ARIMA sehingga diperoleh nilai residualnya dan setelah itu masing-masing residual dikuadratkan. Nilai tersebut digunakan untuk menghitung varian sampel residual sebagai berikut:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{t=1}^T \hat{e}_t^2}{T}$$

Dimana  $T$  adalah banyaknya residual

2. Menghitung dan membuat plot autokorelasi sampel dari kuadrat residual dengan rumus:

$$\rho(k) = \frac{\sum_{t=k+1}^n (\hat{e}_t^2 - \hat{\sigma}^2)(\hat{e}_{t-k}^2 - \hat{\sigma}^2)}{\sum_{t=1}^n (\hat{e}_t^2 - \hat{\sigma}^2)}$$

3. Untuk sampel yang cukup besar, maka untuk menguji proses *white noise* standar deviasi  $\rho_{(0)}$  dapat didekati dengan rumus  $1/\sqrt{T}$ . Nilai  $\rho_{(0)}$  yang secara individu mempunyai nilai lebih besar dari standar deviasi, mengindikasikan adanya proses ARCH. Selain itu statistik uji *Ljung Box-Q* dapat digunakan untuk menguji signifikansi koefisien residual secara kelompok, kemudian dibandingkan dengan distribusi  $\chi^2$  dengan derajat bebas ( $K-p-q$ ). Adapun pengujian hipotesisnya adalah Hipotesis yang digunakan adalah

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k = 0$$
$$H_1 : \text{paling sedikit ada satu } \rho_i \neq 0$$

dengan statistik uji yang digunakan

$$Q_k = T(T+2) \sum_{t=1}^K \frac{\rho_{[t+1]}}{(T-K)}$$

Daerah Penolakan (Tolak  $H_0$ ), yang digunakan jika  $Q^* > \chi^2_{\alpha/2, df = k-p-q}$ , dimana nilai  $p$  dan  $q$  adalah orde dari ARMA( $p,q$ ) yang artinya bahwa kuadrat residual terdapat proses ARCH/GARCH.

Uji *Lagrange Multiplier* diusulkan oleh Engle untuk menguji adanya proses ARCH. Metode ini mempunyai dua tahap yaitu:

1. Menggunakan metode kuadrat terkecil untuk mendapatkan model AR ( $p$ ):

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

2. Menghitung besarnya kuadrat residual yang terjadi, kemudian meregresikan nilai tersebut sehingga diperoleh hasil taksiran sebagai berikut:

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2$$

Jika tidak ada pengaruh ARCH – GARCH, maka estimasi  $\alpha_i$  sampai  $\alpha_q$  harus sama dengan 0, artinya regresi tersebut mempunyai koefisien determinasi yang kecil.

Tahapan pengujian dari uji *Lagrange Multiplier* adalah sebagai berikut:

Pertama ditentukan hipotesis yang akan digunakan, yaitu

Hipotesis

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

$H_1$ : paling sedikit ada satu  $\alpha_i \neq 0$ ,  $i = 1, 2, \dots, z$

dengan statistik uji yang digunakan adalah  $LM = TR^2$ , dimana T banyaknya sampel residual, dan  $R^2$  adalah koefisien determinasi

dan dengan mendefinisikan daerah penolakannya adalah sebagai berikut:

$$TR^2 > \chi^2_{\alpha/2, q}$$

Maka, apabila  $TR^2 > \chi^2$ ,  $H_0$  harus ditolak. Hal ini dalam kuadrat residual dapat dilakukan proses ARCH.

#### 2.3.4 Estimasi Parameter ARCH-GARCH

Estimasi parameter dilakukan dengan menggunakan metode Maximum Likelihood Estimation (MLE).

$$\varepsilon_t = y_t - \beta x_t$$

$$\varepsilon_t \sim N(0,1)$$

$$Ln L = -\left(\frac{T}{2}\right) \ln(2\pi) - \left(\frac{T}{2}\right) \ln \sigma^2 - \left[\frac{1}{(2\sigma^2)}\right] \sum_{t=1}^T (y_t - \mu)^2$$

$$\mu = \frac{\sum_{t=1}^T y_t}{T}$$

$$\sigma^2 = \frac{\sum_{t=1}^T (y_t - \mu)^2}{T}$$

#### 2.3.5. Pengujian Parameter Model ARCH-GARCH

Setelah dilakukan estimasi parameter ARCH-GARCH, dilakukan pengujian untuk mengetahui apakah parameter tersebut signifikan atau tidak. Misal  $\beta$  adalah estimasi parameter dari model ARCH-GARCH, maka uji hipotesisnya:

$$H_0 : \beta = 0$$

$$H_1 : \beta \neq 0$$

Sedangkan statistik uji yang digunakan adalah

$$t_{ratio} = \frac{\beta}{sd(\beta)}$$

Maka dengan mendefinisikan daerah penolakan adalah Tolak  $H_0$  jika  $|t_{ratio}| > t_{\alpha/2, df=n-np}$ .

Dimana  $np$  adalah jumlah parameter statistik uji diatas berdistribusi t, dengan derajat bebas banyaknya observasi yang digunakan dikurangi dengan banyaknya parameter yang diduga dalam model. Sedangkan kriteria pengujinya adalah  $H_0$  ditolak bila  $|t_{ratio}|$  lebih besar dari nilai kritis distribusi t pada taraf signifikan  $\alpha$ , sehingga parameter  $\beta$  signifikan dalam model.

### 2.3.6. Kriteria Pemilihan Model Terbaik

Pemilihan model yang tepat didasarkan pada suatu kriteria dari perhitungan residual model yang sesuai atau berdasarkan kesalahan peramalan (Wei, 1990). Kriteria yang biasanya digunakan untuk memilih model berdasarkan residual adalah:

1. Akaike's information criterion (AIC)

$$AIC = N \ln \left( \frac{S}{N} \right) + 2f + N + N \ln(2\pi) \quad (2.22)$$

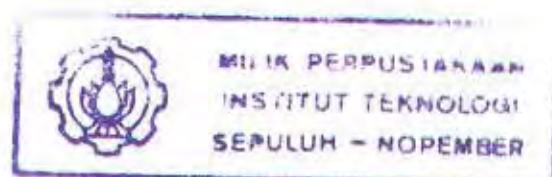
2. Schwart's bayesian criterion (SBC)

$$SBC = N \ln \left( \frac{S}{N} \right) + f \ln(N) + N + N \ln(2\pi) \quad (2.23)$$

Dimana

$S$  = sum square error

$N$  = banyaknya observasi



$f$  = banyaknya parameter yang ditaksir

$\pi = 3,14$

Sedangkan kriteria yang digunakan dalam pemilihan model berdasarkan kesalahan peramalan adalah

### 3. Mean Square Error (MSE)

$$MSE = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \varepsilon_i^2$$

dimana

$$\varepsilon_i^2 = Z_{n+1} - Z_n(l)$$

$N$  = banyaknya data

### 4. Mean Absolute Percentage Error (MAPE)

$$MAPE = \left( \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \left| \frac{\varepsilon_i}{Z_{n+1}} \right| \right) \times 100\%$$

## 2.4. Pasar Modal dan Saham

### 2.4.1. Pasar Modal Sebagai Alternatif Sumber pendanaan

Fungsi pasar modal adalah sebagai pelengkap lembaga keuangan dengan cara menghubungkan antara pemilik dana (investor) dengan peminjam dana (emiten). Dengan demikian pasar modal sebagai sarana untuk meningkatkan dan menghubungkan aliran dana jangka panjang yang dapat menunjang pertumbuhan ekonomi.

Indeks harga saham merupakan suatu indikator yang menggambarkan pergerakan harga saham yang diperdagangkan.

Metode perhitungan indeks-indeks tersebut adalah dengan menggunakan rata-rata tertimbang dari nilai pasar. Rumus perhitungannya adalah sebagai berikut:

$$\text{indeks} = \frac{\text{Nilai Pasar}}{\text{Nilai Dasar}} \times 100$$

Nilai pasar adalah kumulatif jumlah saham periode  $t$  dikalikan dengan harga pasar periode  $t$ . Sedangkan Nilai dasar adalah kumulatif jumlah saham pada periode dasar dikalikan dengan harga dasar periode dasar.

#### 2.4.2 Investasi pada saham

Investasi pada saham mempunyai resiko yang lebih besar dibandingkan dengan obligasi, deposito, dan tabungan, tetapi sepadan dengan pendapatan yang diperoleh. Hal ini disebabkan pendapatan yang diharapkan dari investasi saham bersifat tidak pasti. Pendapatan saham berasal dari dividen ditentukan oleh kemampuan perusahaan menghasilkan laba, sedangkan capital gain ditentukan oleh naik turunnya harga saham.

Pengetahuan resiko investasi merupakan suatu hal yang paling penting dimiliki oleh para investor maupun para calon investor. Seorang investor yang rasional harus mempertimbangkan pendapatan dan resiko yang dikandung dalam alternatif investasi yang direncanakan. Sedangkan besar-kecilnya investasi tergantung pada jenis investasinya.

Resiko investasi saham tercermin pada variabilitas pendapatan saham. Besar kecilnya resiko tergantung dari varians pendapatan saham dinamakan resiko total yang masih terbagi lagi menjadi

1. Resiko sistematis, yaitu resiko yang berpengaruh pada semua alternatif dan tidak dapat dikurangi dengan jalan melakukan diversifikasi.

2. Resiko tidak sistematis, yaitu resiko yang melekat pada alternatif investasi tertentu karena kondisi perusahaan atau industri tertentu, dan dapat dikurangi dengan jalan melakukan diversifikasi..

#### 2.4.3. Inflasi

Dilihat dari penyebab terjadinya, inflasi dibedakan menjadi dua, yaitu *demand pull inflation* dan *cost push inflation*. Dari sisi permintaan, inflasi disebabkan oleh meningkatnya permintaan agregat yang tidak dapat diimbangi oleh penawaran agregat pada suatu waktu tertentu. Akibat dari inflasi ini adalah tingkat output lebih besar daripada *full employment*, dan tenaga kerja banyak terserap ke dalam kegiatan ekonomi.

Sementara itu, tipe inflasi yaitu *cost push inflation* yang disebabkan oleh ketidakmampuan sektor produksi, karena meningkatnya biaya input. Selanjutnya, menurut **Waluyo dan Siswanto** (1998), jika melihat *impact* yang muncul, maka inflasi di Indonesia mengarah pada tipe *cost push inflation*.

**Reilly** (1992) menyatakan dua pendapat mengenai hubungan antara inflasi dengan harga saham. Pendapat pertama menyatakan bahwa ada korelasi positif antara inflasi dan harga saham, dengan asumsi inflasi yang terjadi adalah *demand pull inflation*, yaitu inflasi yang terjadi karena adanya kelebihan permintaan dan penawaran. Pada keadaan ini perusahaan dapat membebankan peningkatan biaya kepada konsumen dengan proporsi yang lebih besar, sehingga keuntungan perusahaan meningkat. Dengan demikian diharapkan hal ini meningkatkan kemampuan perusahaan untuk membayar dividen dan akan memberi penilaian positif pada harga saham.

Pendapat kedua menyatakan bahwa ada korelasi negatif antara inflasi dan harga saham. Pendapat ini didasarkan pada asumsi inflasi yang terjadi *cost push inflation*,

yaitu inflasi yang terjadi karena kenaikan biaya produksi. Dengan adanya kenaikan harga bahan baku dan tenaga kerja, sementara dalam kondisi inflasi, produsen tidak berani menaikkan harga produknya. Akibatnya keuntungan perusahaan menurun dan kemampuan perusahaan untuk membayar dividen menurun. Hal ini akan memberikan penilaian negatif pada harga saham.

#### **2.4.4. Tingkat Suku Bunga**

Perilaku investor dalam melakukan investasi di pasar modal sangat dipengaruhi oleh tingkat suku bunga. Suku bunga berpengaruh terhadap harga saham karena pengaruhnya pada keuntungan perusahaan, tetapi yang lebih penting suku bunga mempunyai pengaruh pada persaingan dalam pasar saham dengan obligasi.

Jika suku bunga meningkat, investor memperoleh pendapatan yang lebih tinggi di pasar obligasi atau deposito sehingga para investor menjual harga saham dan menyalurkan dana dari pasar saham ke pasar obligasi atau deposito. Pengalihan dana ini akan menurunkan harga saham, dan sebaliknya jika suku bunga turun maka harga saham akan meningkat.

#### **2.4.5. Kebijaksanaan Nilai Tukar**

Nilai valuta asing (valas) adalah perbandingan antara harga mata uang suatu negara dengan mata uang negara lain. Valas merupakan salah satu alternatif investasi bagi masyarakat yang memiliki kelebihan dana. Apabila nilai mata uang Rupiah mengalami depresiasi, maka investor cenderung akan mengalihkan investasinya ke valas. Apabila investor saham banyak yang mengalihkan investasinya ke pasar valuta

asing, maka mengakibatkan turunnya harga saham yang sekaligus akan menurunkan pendapatan saham.

Secara garis besar, Indonesia telah menerapkan tiga sistem nilai tukar yaitu:

1. Sistem Nilai Tukar tetap (1970 – 1978).

Dalam periode 1970-1978, Indonesia menganut sistem kontrol devisa yang relatif ketat. Dimana nilai tukar tetap dengan kurs resmi RP. 250 per USD, sementara kurs mata uang lain dihitung berdasarkan nilai tukar Rupiah terhadap USD.

2. Sitem Nilai tukar mengambang terkendali (1978 – Juli 1997).

Pada sistem nilai tukar mengambang terkendali, nilai tukar rupiah diambangkan terhadap sekeranjang mata uang negara-negara mitra dagang utama Indonesia. Untuk menjaga kestabilan nilai tukar rupiah pemerintah melakukan intervensi bila kurs bergejolak melebihi batas atas atau batas bawah.

3. Sistem Nilai tukar mengambang bebas (Sejak Agustus 1997).

Sistem nilai tukar mengambang bebas adalah apabila harga dari suatu mata uang ditentukan oleh kekuatan permintaan dan penawaran di pasar dengan tanpa campur tangan pemerintah.

## **BAB III**

### METODOLOGI PENELITIAN

## **BAB III**

### **METODOLOGI PENELITIAN**

#### **3.1. Sumber Data**

Penelitian ini menggunakan data sekunder yang bersumber dari publikasi Jakarta Stock Exchange Monthly Statistics (JSX Monthly Statistics), yang diterbitkan oleh BEJ. Data yang digunakan adalah data Indeks Harga Saham PT.HM Sampoerna secara bulanan. Selain itu juga, penelitian ini menggunakan data tingkat suku bunga, tingkat inflasi, dan kurs nilai Rp/US\$ secara bulanan yang diterbitkan oleh Bank Indonesia, dimana data yang digunakan adalah data selama periode Januari 1994 sampai Desember 2003.

#### **3.2. Variabel Penelitian**

Dalam penelitian ini digunakan 3 variabel input dan satu variabel output, yaitu Indeks Harga Saham PT.HM Sampoerna. Sedangkan sebagai variabel inputnya adalah:

1. Tingkat Inflasi
2. Tingkat suku bunga
3. Kurs Rp/US\$

#### **3.3. Metode Analisis**

Metode analisis yang digunakan dalam penelitian ini adalah dengan menggunakan metode kuantitatif, baik secara deskriptif maupun secara infrensia.

Adapun tahapan analisis yang digunakan adalah sebagai berikut:

1. Mengaplikasikan pemodelan fungsi transfer multiinput untuk mendapatkan *mean model* data Indeks Harga Saham

#### **Tahap 1 : Identifikasi bentuk model**

1. Mempersiapkan deret input dan output.
2. Pemutihan deret input.
3. Pemutihan deret output.
4. Perhitungan korelasi silang (*cross correlation*) dan autokorelasi untuk deret input dan output yang telah diputihkan.
5. Penaksiran langsung bobot respon impuls.
6. Penetapan nilai  $r$  (nilai pada *cross-correlation* yang menyatakan bahwa  $y_t$  dipengaruhi oleh masa lalunya), nilai  $s$  adalah nilai pada cross-correlation yang menunjukkan seberapa lama deret  $y_t$  terus dipengaruhi oleh  $x_{t-b-1}, \dots, x_{t-b-s}$ , dan nilai  $b$  yaitu nilai yang menyatakan bahwa  $y_t$  dipengaruhi oleh  $x_t$  sampai periode  $t+b$ .
7. Penaksiran awal deret noise ( $n_t$ ) dan perhitungan autokorelasi dan parsial autokorelasi garis deret ini.
8. Penetapan  $(p_n, q_n)$  untuk model ARIMA( $p_n, 0, q_n$ ) dari deret noise  $(n_t)$ .

#### **Tahap 2 : Penaksiran Parameter Model Fungsi Transfer.**

1. Menetapkan taksiran awal nilai parameter
2. Menetapkan taksiran akhir nilai parameter

### **Tahap 3 : Uji Diagnosis Model Fungsi Transfer.**

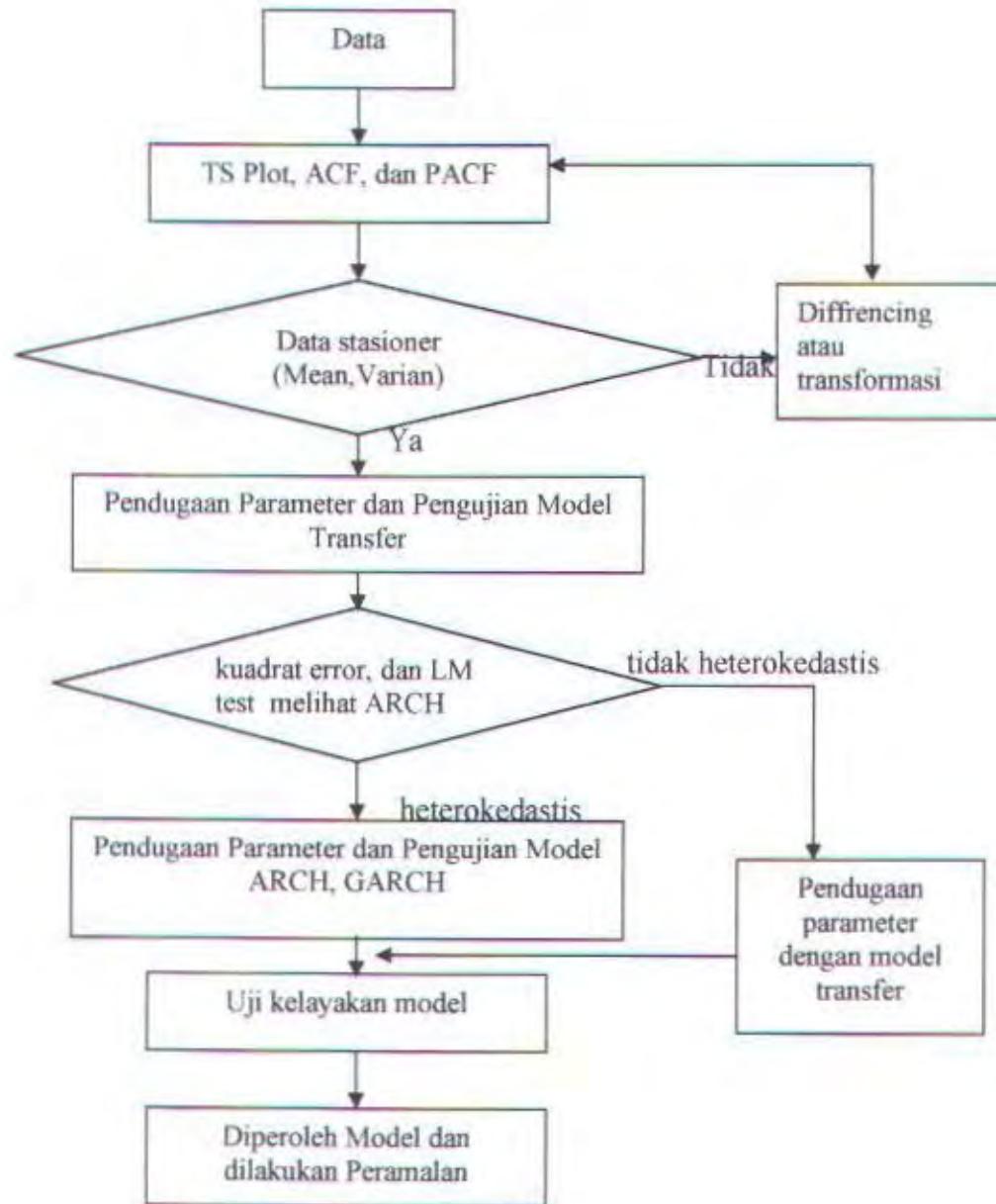
1. Perhitungan autokorelasi untuk nilai residual( $a_t$ )
2. Menghitung CCF antara  $\alpha_i$  dan  $a_t$ . Bila autokorelasi untuk  $\alpha_i$  dan CCF telah nol maka model yang diperoleh merupakan model transfer yang sesuai..

### **Tahap 4 : Penggunaan Model Fungsi Transfer Untuk Peramalan**

#### **II. Pemodelan ARCH-GARCH untuk mendapatkan *variance model*.**

1. Menghitung besarnya residual yang terjadi dari model fungsi transfer multiinput
2. Menguji apakah terdapat proses ARCH-GARCH pada kuadrat residual dengan menggunakan *Ljung Box* dan *LM test*
3. Bila ada indikasi proses heterokedastisitas, maka dilakukan pembuatan plot dari kuadrat residual.
4. Pendugaan model ARCH-GARCH yang mungkin dengan melihat plot ACF dan PACF dari kuadrat residual.
5. Mengestimasi parameter model dan kemudian menguji signifikansinya. Jika parameter model telah signifikan, maka variance error model yang telah layak diperoleh.
6. Melakukan peramalan dengan menggunakan model ARCH-GARCH yang diperoleh

### Skema Pengolahan Data



**BAB IV**  
**ANALISIS DATA**  
**DAN PEMBAHASAN**

## BAB IV

### ANALISIS DATA DAN PEMBAHASAN

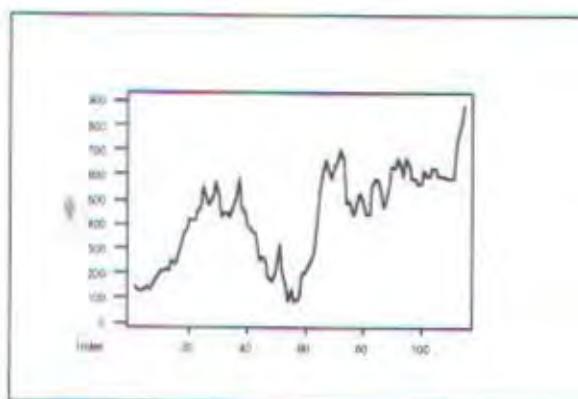
#### 4.1 Deskripsi Variabel Input dan Output

Pada bagian ini akan dijelaskan deskripsi variabel yang dipakai sebagai variabel input dan output. Variabel output yaitu Indeks Harga Saham PT. H.M Sampoerna sedangkan variabel inputnya terdiri dari inflasi, tingkat suku bunga, kurs Rp/USS. Untuk lebih jelasnya dapat dilihat pada Lampiran E.

Tabel 4.1 Deskripsi Variabel Input dan Output

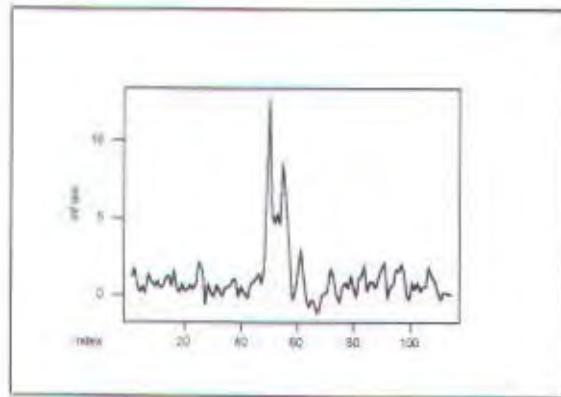
Variabel	Minimum	Maximum	Mean
IHSI	80,4	705,4	432,73
Inflasi	-1,050	12,670	1,090
Suku bunga	8,21	70,81	18,301
Kurs \$	2122	14900	6328,63

Dari Tabel 4.1 dan Gambar 4.1 terlihat bahwa nilai tertinggi IHS PT.H.M Sampoerna adalah sebesar 705,4 dan nilai terendah sebesar 80,4, dimana nilai Indeks Harga Saham mengalami fluktuasi.



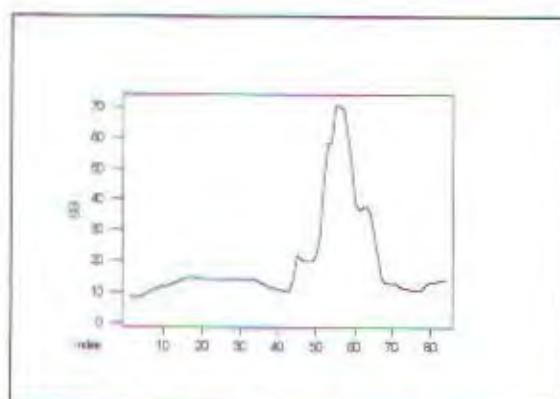
Gambar 4.1 Plot Data IHSI

Pada Gambar 4.2 terlihat bahwa pada sebelum terjadi krisis moneter nilai inflasi cenderung stabil dibawah 1 persen perbulan, kemudian mencapai puncak sebesar 12,4 persen, tetapi setelah itu mengalami penurunan yang cukup drastis dan kemudian nilainya cenderung stabil lagi sekitar satu hingga dua persen perbulan.



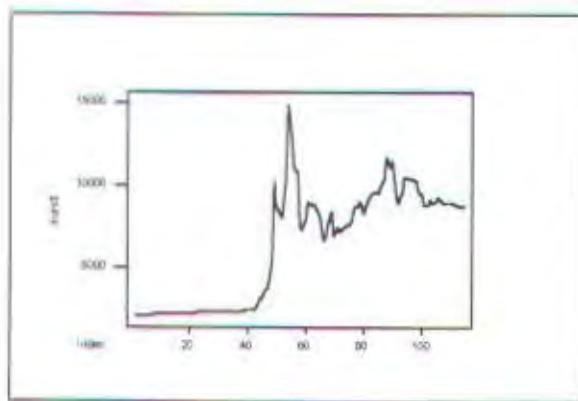
Gambar 4.2 Time series plot inflasi

Pada Gambar 4.3 ditunjukkan bahwa tingkat suku bunga pada awal pengamatan cenderung stabil pada kisaran 15%. Akan tetapi sejak bulan Agustus mengalami peningkatan, dan mencapai puncak pada bulan September 1998 sebesar 63,21 % yang mana ini disebabkan pemerintah menerapkan kebijaksanaan uang ketat dengan cara menaikkan tingkat suku bunga.



Gambar 4.3 Time series plot suku bunga

Dengan adanya kebijakan Bank Indonesia yaitu *managed floating rate* menjadi *free floating rate*, nilai tukar Rupiah cenderung mengalami penurunan terhadap US\$. Sebagai puncak melemahnya nilai tukar ini adalah sebesar Rp.14.900/US\$. Untuk lebih jelasnya dapat dilihat pada Gambar 4.4 dibawah ini.



Gambar 4.4 Time series plot Kurs US\$

#### 4.2. Pemodelan Fungsi Transfer Dengan Variabel output Indeks Harga

##### Saham PT. H.M Sampoerna

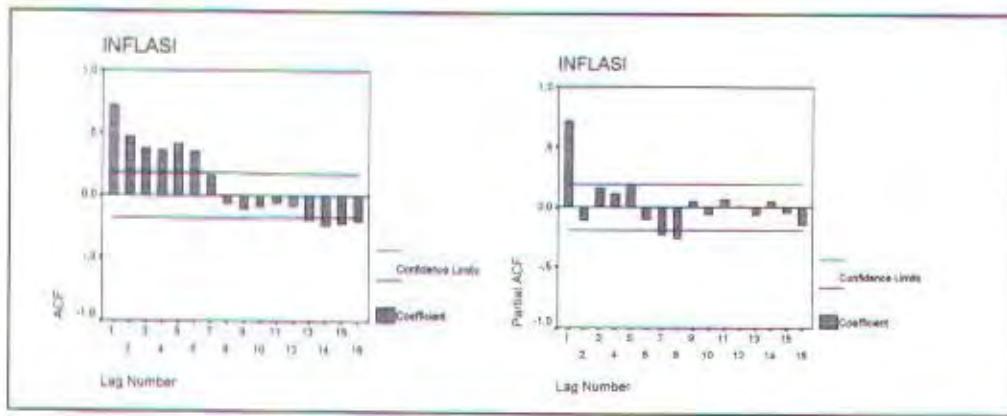
Dalam bagian ini akan dijelaskan beberapa tahapan dalam pemodelan fungsi transfer yaitu identifikasi model, pembentukan model awal, estimasi model dan uji diagnostik model.

###### 4.2.1. Tahap Identifikasi Model Fungsi Transfer

Identifikasi model awal dilakukan dengan pemeriksaan plot time series, ACF, PACF untuk masing masing variabel input dan variabel output, yang dilakukan dalam tahap ini adalah

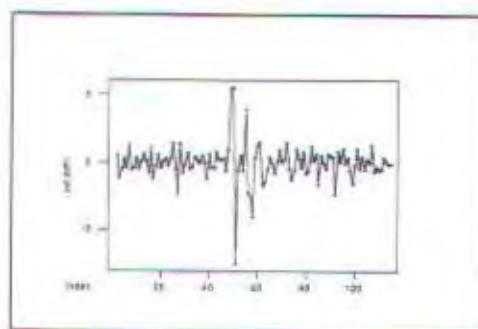
## 1. Identifikasi untuk deret input (inflasi, suku bunga, dan kurs\$ )

Tahap identifikasi model selain dilihat pada time series plot juga dapat dilihat pada plot ACF dan PACF. Berdasarkan Gambar 4.2 terlihat bahwa data inflasi belum stasioner terutama dalam mean, maka dilakukan *difference* untuk memenuhi data yang memiliki stasioneritas dalam mean. Untuk lebih jelasnya dapat dilihat pada plot ACF dan PACF yang menunjukkan ketidakstasioneran.

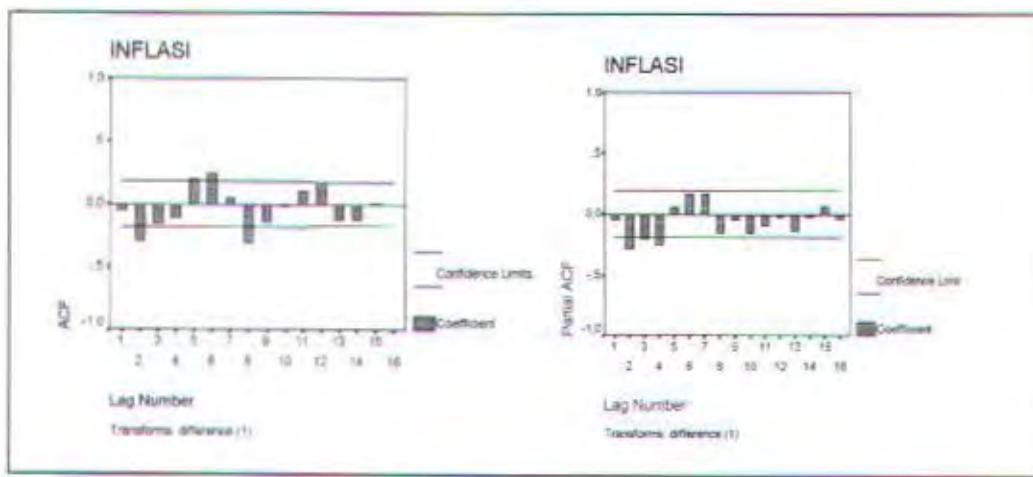


Gambar 4.5 Plot ACF dan PACF inflasi

Pada Gambar 4.6 terlihat bahwa dengan melakukan *difference*, data terlihat sudah stasioner. Dengan melihat ACF dan PACF yang telah di *difference* pada Gambar 4.7 maka deret input inflasi mengikuti model ARIMA([2,4,8],1,0)

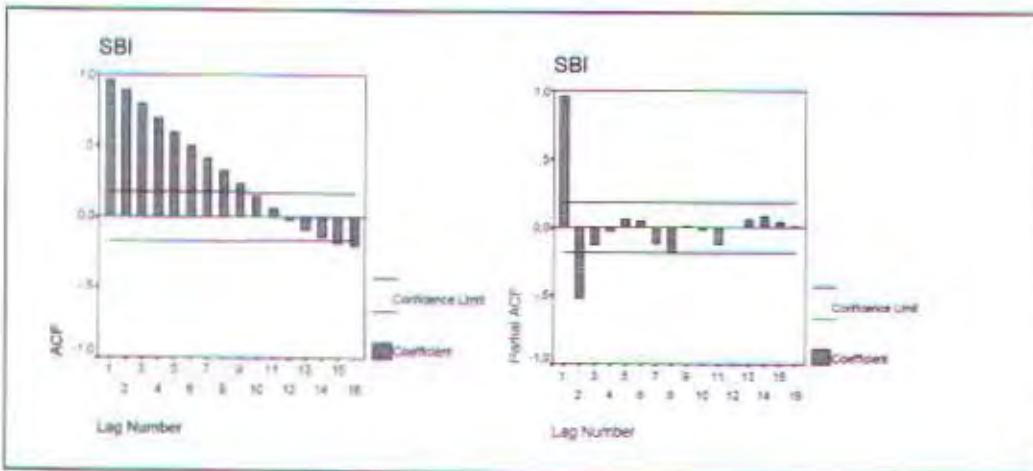


Gambar 4.6 plot time series inflasi diff 1



Gambar 4.7 Plot ACF dan PACF inflasi setelah proses diff 1

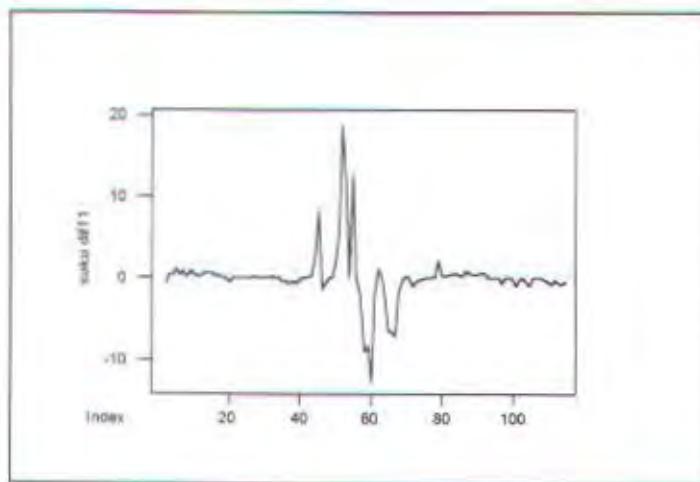
Pada Gambar 4.3 untuk data suku bunga terlihat bahwa data belum stasioner dalam mean, juga dilakukan *difference* sehingga data stasioner dalam mean. Dari plot ACF terlihat data suku bunga tidak stasioner



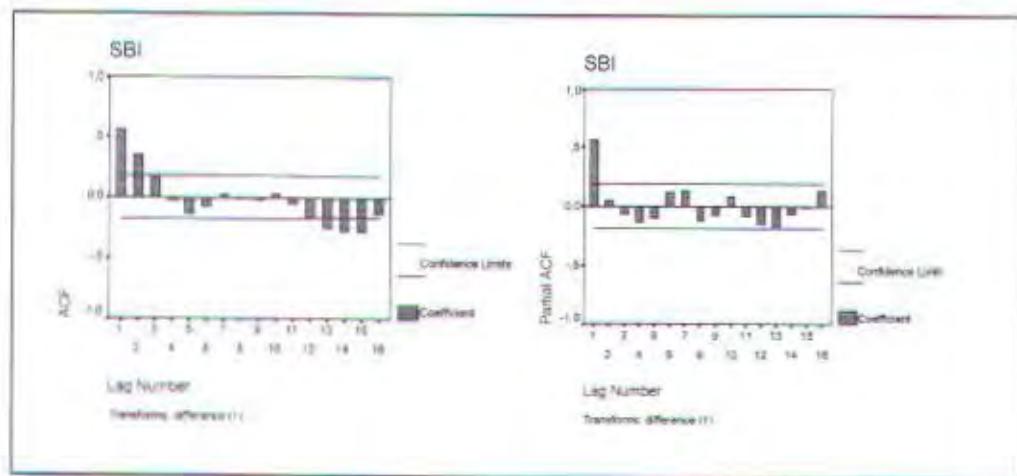
Gambar 4.8 Plot ACF dan PACF suku bunga

Pada Gambar 4.9 sudah terlihat bahwa data suku bunga sudah stasioner dalam mean, dimana nilai sudah terletak disekitar nilai nol. dan Selanjutnya dapat dilakukan dugaan model sementara berdasarkan plot ACF dan PACF yang

sudah di *difference*. Lebih jelasnya dapat dilihat pada Gambar 4.10. Dari plot ACF dan PACF dugaan sementara modelnya adalah ARIMA (1,1,0).

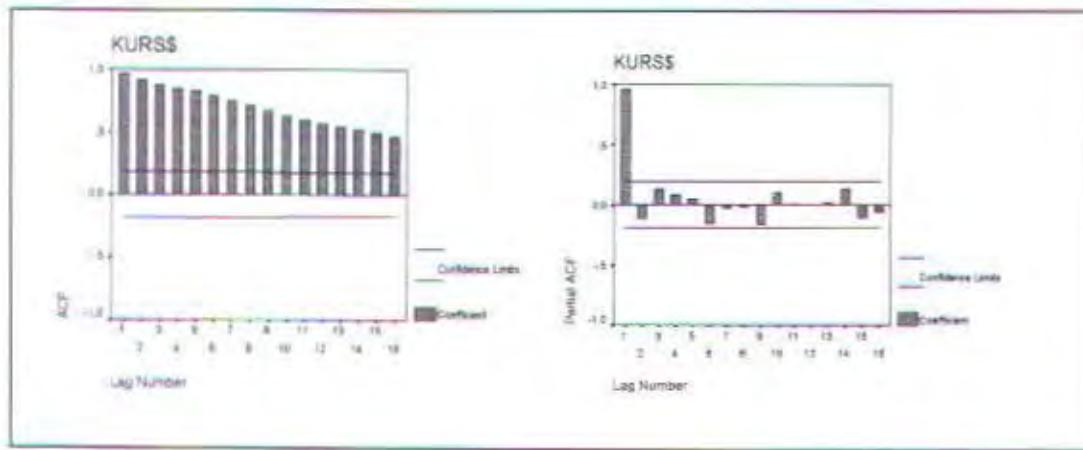


Gambar 4.9 Plot time series suku bunga diff 1



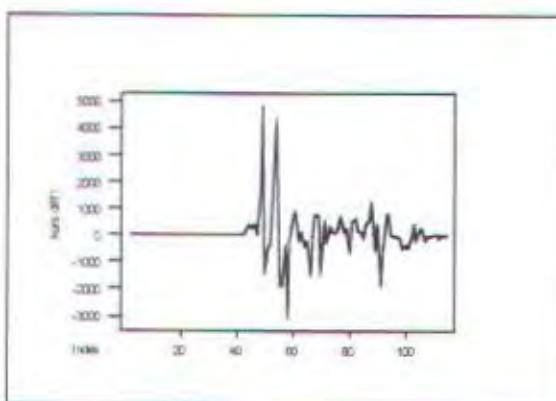
Gambar 4.10 Plot ACF dan PACF suku bunga diff 1

Pada Gambar 4.4 untuk data nilai tukar rupiah terhadap dollar terlihat tidak stasioner dalam mean. Untuk menstasionerkan data ini maka diperlukan *difference* sehingga diperoleh data yang stasioner dalam mean. Pada Gambar 4.11 terlihat plot ACF dan PACF juga tidak stasioner.

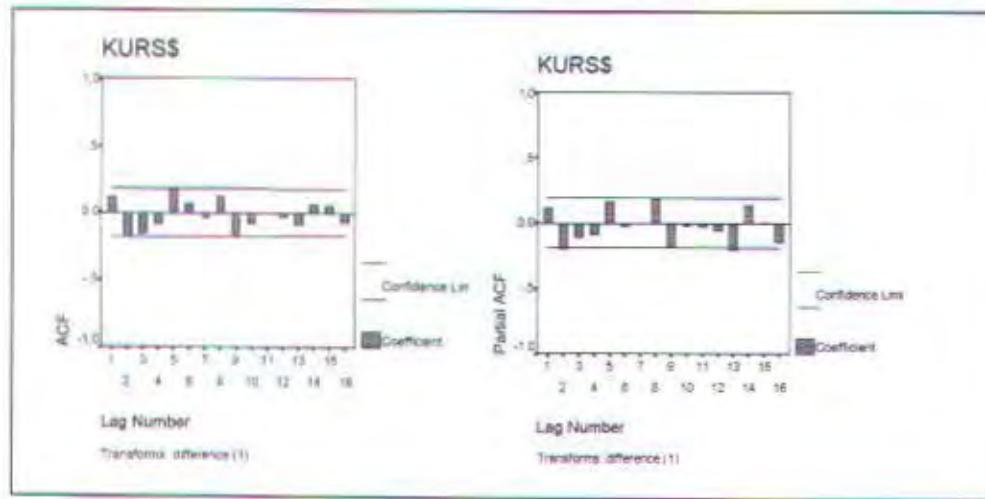


Gambar 4.11 Plot ACF dan PACF kurs RP/US\$

Hasil *difference* 1 dari data nilai tukar rupiah terhadap dollar sudah terlihat stasioner. Hal ini dapat dilihat pada Gambar 4.12. Selanjutnya dapat dilakukan pendugaan sementara model ARIMA berdasarkan pada plot ACF dan PACFnnya. Pada Gambar 4.13 terlihat bahwa dugaan sementara ARIManya adalah (0,1,[5])



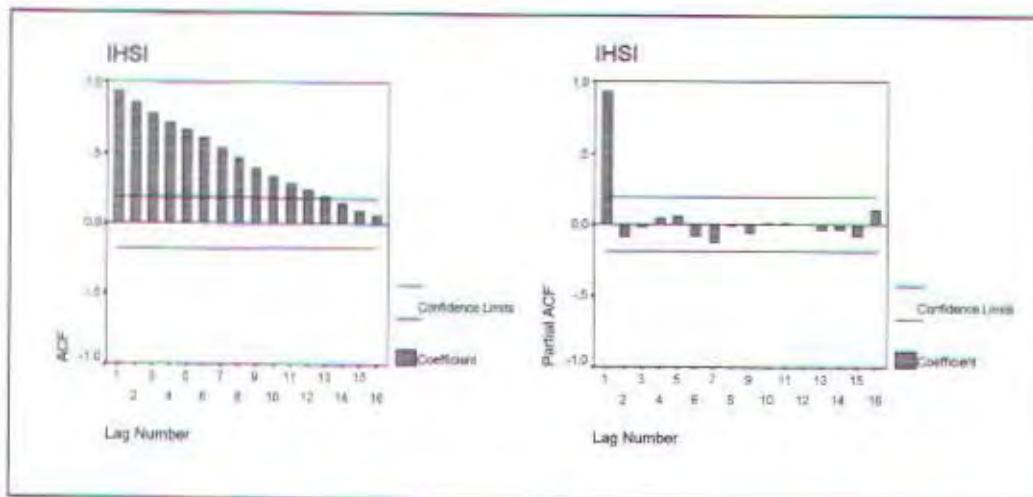
Gambar 4.12 Plot time series kurs Rp/US\$ diff 1



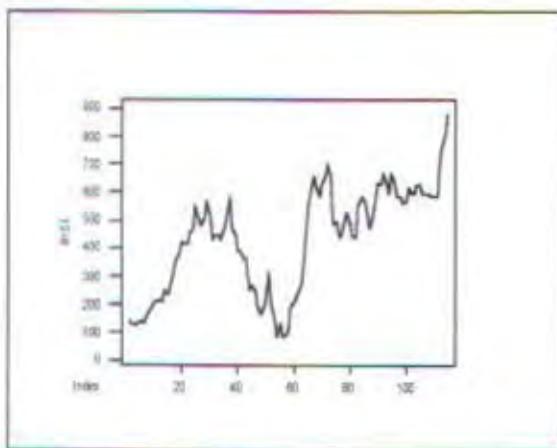
Gambar 4.13 Plot ACF dan PACF nilai tukar rupiah/\$ diff 1

## 2. Identifikasi Output

Meskipun dari plot ACF dan PACF pada Gambar 4.15, terlihat bahwa ACF turun secara lambat, dan plot PACF *cut off* di lag 1, akan tetapi bila dilihat pada gambar 4.16 time series plot untuk deret output terlihat belum stasioner, sehingga diperlukan *difference*.

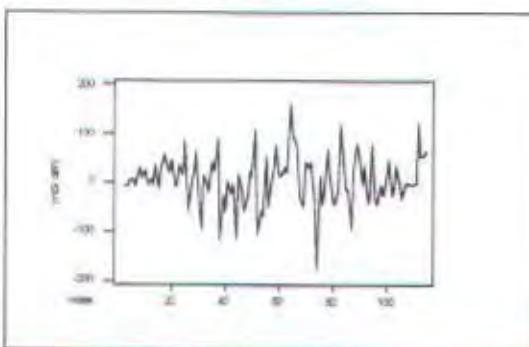


Gambar 4.14 Plot ACF dan PACF IHSI

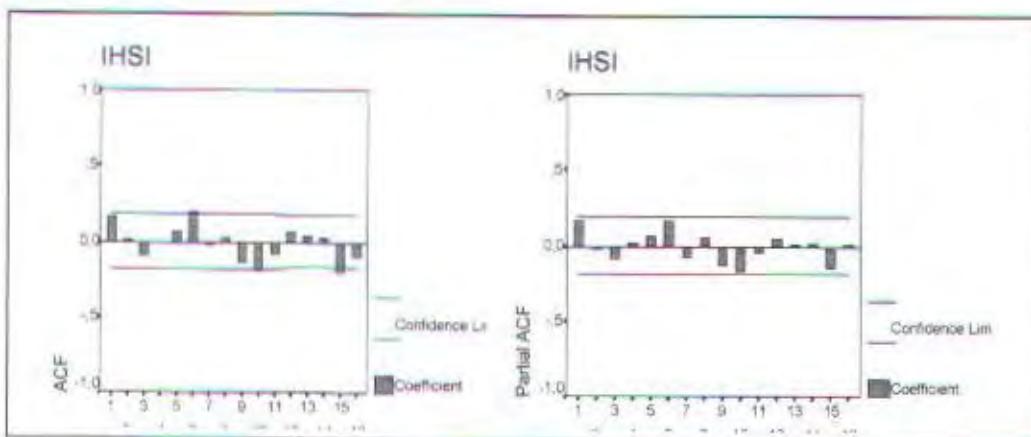


Gambar 4.15 Time series plot IHSI

Setelah dilakukan *difference 1*, terlihat bahwa data sudah stasioner dalam mean seperti tampak pada Gambar 4.16. Begitu pula dengan plot ACF dan PACFnnya yang sudah tampak dapat menunjukkan kestasionerannya.



Gambar 4.16 Plot time series IHSI diff-1



Gambar 4.17 Plot ACF dan PACF diff-1

Namun demikian, apapun model dari deret output, pada akhirnya deret output akan dimodelkan seperti deret inputnya.

### 3. Prewhitening Deret Input

Setelah dilakukan tahap identifikasi, maka diperoleh model yang sesuai untuk deret input variabel Inflasi adalah ARIMA([2,4,8],1,0), karena telah memenuhi signifikansi parameter dan syarat cukup model , yaitu residual sudah memenuhi asumsi white noise. Secara matematis, model tersebut dapat ditulis dengan:

$$\alpha_{1t} = (1 + 0,28238B^2 + 0,22119B^4 + 0,25979B^8)x_{1t}. \quad (4.1)$$

Dengan cara yang sama, maka dapat diperoleh persamaan untuk variable input suku bunga, dan kurs/US\$. Adapun model untuk deret input variabel suku bunga adalah ARIMA(1,1,0). Secara matematis model tersebut dapat ditulis dengan:

$$\alpha_{2t} = (1 - 0,56162B)x_{2t}. \quad (4.2)$$

Model untuk deret input kurs/US\$ adalah ARIMA(0,1,[5]) sehingga secara matematis model tersebut dapat ditulis dengan:

$$\alpha_{3t} = \frac{1}{(1 + 0,24006B^5)}x_{3t}. \quad (4.3)$$

### 4. Prewhitening untuk deret output

Untuk menjaga integritas model fungsi transfer, maka transformasi prewhitening yang dilakukan untuk deret input juga harus dilakukan pada deret output, sehingga

dengan mengikuti model ARIMA deret input variabel Inflasi adalah ARIMA ([2,4,8],1,0), maka prewhitening deret output menghasilkan persamaan sebagai berikut:

$$\beta_{1t} = (1 + 0,28238B^2 + 0,22119B^4 + 0,25979B^8)y_{1t}. \quad (4.4)$$

Dengan cara yang sama seperti yang dilakukan pada deret input inflasi, maka untuk deret input suku bunga didapat model persamaan:

$$\beta_{2t} = (1 - 0,56162B)y_{2t}. \quad (4.5)$$

Sedangkan untuk variabel input kurs\$ didapat model prewhitening untuk output adalah

$$\beta_{3t} = \frac{1}{(1 + 0,024006B^5)}y_{3t}. \quad (4.6)$$

#### 4.2.2 Tahap Pembentukan Model Awal

Tahap ini baru dilakukan setelah tahap identifikasi, sehingga dari model awal ini akan diuji apakah layak untuk model akhir. Pada tahap pembentukan model awal ini ada beberapa langkah yang harus dilalui yaitu:

##### Pembentukan nilai ( r,s,b ) pada model fungsi transfer dan CCF.

Penentuan nilai r,s,b dalam menduga model transfer dapat dilihat dari plot *cross-correlation* untuk masing-masing variabel input. Untuk variabel input inflasi seperti terlihat pada Lampiran A. Dari plot *cross-correlation* yang menunjukkan hubungan antara deret input inflasi dengan deret output Indeks Harga Saham PT. Sampoerna memberikan lag yang signifikan pada lag ke-8. Dari plot CCF tersebut dapat diartikan bahwa inflasi akan berpengaruh pada IHSI pada 8 bulan berikutnya. Sehingga nilai b=8, oleh karena plot CCF tidak menunjukkan pola yang jelas maka nilai s=0, dan r=0

Untuk variabel input suku bunga pada Lampiran B. Dilihat dari plot *cross-correlation* antara Indeks Harga saham PT. Sampoerna dan suku bunga terlihat memberikan nilai yang signifikan pada lag ke 9 yang berarti bahwa suku bunga berpengaruh terhadap IHSI pada 9 bulan berikutnya. Sehingga nilai  $b=9$ , oleh karena plot CCF tidak menunjukkan pola yang jelas maka nilai  $s=0$ , dan  $r=0$ .

Sedangkan untuk variabel input kurs/US\$ yaitu pada plot *cross-correlation* antara Indeks Harga Saham PT. Sampoerna dengan kurs/US\$ menunjukkan nilai yang signifikan pada lag ke 0, yang berarti bahwa kurs berpengaruh pada IHSI pada bulan yang sama. Sehingga nilai  $b=0$ , oleh karena plot CCF tidak menunjukkan pola yang jelas maka nilai  $s=0$ , dan  $r=0$ , jelasnya dapat dilihat pada Lampiran C.

#### 4.2.3 Tahap Estimasi Parameter Fungsi Transfer

Pada tahap ini dicari taksiran parameter-parameter pada model fungsi transfer untuk variabel input. Secara lengkap hasil dari estimasi parameter untuk masing-masing variabel input disajikan pada Tabel 4.2

Tabel 4.2 Hasil estimasi parameter model fungsi transfer

Input	Parameter	p-value	lag	shift	Standar error	AIC
Inflasi	$\omega_0 = -8,18468$	<b>0,0246</b>	0	8	3,5883	1114,55
SBI	$\omega_0 = 3,26989$	<b>0,0330</b>	0	9	1,51310	1135,028
Kurs	$\omega_0 = -0,01198$	<b>0,0288</b>	0	0	0,00541	1223,727

Dengan demikian dapat dituliskan model fungsi transfer single input untuk variabel inflasi dan IHSI

$$(1-B)Y_t = -8,18468(1-B)X_{t-8} + a_t \quad (4.7)$$

$$Y_t = Y_{t-1} - 8,18468X_{t-8} + 8,18468X_{t-9} + a_t \quad (4.8)$$

Model persamaan 4.8 dapat diartikan bahwa nilai IHSI pada waktu ke- $t$  dipengaruhi oleh tingkat IHSI pada bulan sebelumnya(waktu ke  $t-1$ ) dikurangi dengan 8,18468 tingkat inflasi 8 bulan sebelumnya, ditambah 8,18468 tingkat inflasi 9 bulan sebelumnya.

Dengan cara yang sama diperoleh persamaan model fungsi transfer single input untuk variabel suku bunga adalah :

$$Y_t = Y_{t-1} + 3,26989X_{2t-9} - 3,26989X_{2t-10} + a_t \quad (4.9)$$

Model diatas dapat diartikan bahwa IHSI dipengaruhi oleh tingkat IHSI pada bulan sebelumnya (waktu  $t-1$ ) ditambah 3,26989 kali tingkat suku bunga sembilan bulan sebelumnya atau pada waktu  $t-9$ , ditambah dengan -3,26989 kali tingkat suku bunga pada 10 bulan sebelumnya.

Sedangkan untuk variabel input kurs/US\$ didapat fungsi transfer single input sebagai berikut:

$$Y_t = Y_{t-1} + 0,01198X_{3t} - 0,01198X_{3t-1} + a_t \quad (4.10)$$

Dari persamaan 4.10 dapat diartikan bahwa nilai IHSI pada waktu ke- $t$  dipengaruhi oleh IHSI pada bulan sebelumnya, ditambah 0,01198 kali nilai kurs bulan itu juga, ditambah -0,01198 kali nilai kurs/US\$ pada 1 bulan sebelumnya.

#### 4.2.4. Tahap Pemeriksaan Diagnostik Model Single Input

Untuk mengetahui kelayakan suatu model, maka perlu dilakukan pengujian terhadap kesesuaian deret noise dari suatu model, dan tidak adanya korelasi antara residual dengan variabel inputnya. Ada beberapa langkah yang dilakukan dalam pemeriksaan diagnostik model yaitu:

##### 1. Pemeriksaan *Autokorelasi* untuk residual model

Pemeriksaan *autokorelasi* dari residual dapat dilihat dari nilai-nilai *autokorelasi* dari model untuk semua variabel input (inflasi, suku bunga, dan kurs). Adapun hipotesis yang digunakan adalah

$$H_0 : \text{residual dari model noise independent}$$

$$H_1 : \text{residual dari model noise dependent}$$

Dengan kriteria pengujian yang digunakan keputusan menolak  $H_0$  bila nilai  $p\text{-value} < \alpha$ .

Untuk variabel input inflasi pemeriksaan *autokorelasi* residual dapat dilihat pada Tabel 4.3. Dari tabel tersebut terlihat nilai-nilai *autokorelasi* dari residual sampai pada lag 24, nilainya kecil atau dari nilai  $p\text{-value}$  pada semua lag lebih besar dari  $\alpha = 5\%$ , sehingga dapat disimpulkan bahwa residual independen secara statistik.

Tabel 4.3 Nilai pemeriksaan *autokorelasi* residual untuk variabel input inflasi

Lag	Chi-square	DF	p-value
6	5,46	6	0,4867
12	14,43	12	0,2739
18	18,58	18	0,4195
24	21,60	24	0,6029

Untuk variabel input suku bunga pemeriksaan *autokorelasi* juga dilakukan, untuk melihat apakah residual independen atau tidak.

Tabel 4.4 Nilai pemeriksaan autokorelasi residual untuk variabel input suku bunga

Lag	Chi-square	DF	p-value
6	6,86	6	0,3341
12	13,15	12	0,3580
18	18,78	18	0,4058
24	20,99	24	0,6395

Dari Tabel 4.4 terlihat bahwa nilai dari p-value lebih besar  $\alpha = 5\%$  untuk semua lag. Sehingga dapat dikatakan bahwa residual telah memenuhi asumsi independen.

Sedangkan untuk variabel kurs/US\$ pemeriksaan *autokorelasi* dapat dilihat pada Tabel 4.5. Pada tabel tersebut asumsi residual independen terpenuhi, ini dapat dilihat dari nilai p-value pada semua lag lebih besar dari  $\alpha = 5\%$ .

Tabel 4.5 Nilai pemeriksaan autokorelasi residual untuk variabel input kurs/US\$

Lag	Chi-square	DF	p-value
6	5,46	6	0,4867
12	14,43	12	0,2739
18	18,58	18	0,4195
24	21,60	24	0,6029

## 2. Pemeriksaan cross-correlation untuk deret input dengan nilai residual

Pemeriksaan *cross-correlation* berguna untuk mengetahui apakah antara deret input dengan nilai residual independen secara statistik atau tidak. Pemeriksaan ini dilakukan untuk masing masing variabel input. Adapun hipotesis yang digunakan adalah

$H_0$  : residual dari model noise dan deret input independent

$H_1$  : residual dari model noise dan deret input dependent

Dengan kriteria pengujian yang digunakan keputusan menolak  $H_0$  bila nilai p-value <  $\alpha$

Pemeriksaan *cross-correlation* untuk variabel input inflasi dapat dilihat pada Tabel 4.6. Dari tabel tersebut terlihat bahwa nilai-nilai *cross-correlation* antara  $a_t$  dan  $a_{t-1}$  sangat kecil. Hal ini juga didukung oleh nilai p-value pada semua lag nilainya lebih besar dari  $\alpha=5\%$ . Sehingga dapat disimpulkan bahwa antara deret input dengan residual independen secara statistik.

Tabel 4.6 Nilai pemeriksaan *cross-correlation* residual untuk variabel input inflasi

Lag	Chi-square	DF	p-value
5	3,32	5	0,6506
11	14,15	11	0,2247
17	26,41	17	0,0673
23	30,92	23	0,1248

Untuk variabel input suku bunga pemeriksaan *autokorelasi* dapat dilihat pada Tabel 4.7. Pada tabel tersebut asumsi residual independen terpenuhi, ini dapat dilihat dari nilai p-value pada semua lag lebih besar dari  $\alpha = 5\%$ .

Tabel 4.7 Nilai pemeriksaan cross-correlation residual untuk variabel input suku bunga

Lag	Chi-square	DF	p-value
5	4,71	5	0,4519
11	14,89	11	0,1878
17	18,26	17	0,3725
23	25,82	23	0,3092

Dari Tabel 4.8 terlihat bahwa nilai dari p-value lebih besar  $\alpha = 5\%$  untuk semua lag. Sehingga dapat dikatakan bahwa residual dari variabel input kurs/US\$ telah memenuhi asumsi independen

Tabel 4.8 Nilai pemeriksaan *cross-correlation* residual untuk variabel input kurs/US\$

Lag	Chi-square	DF	p-value
5	5,26	5	0,3846
11	13,14	11	0,2845
17	25,29	17	0,0884
23	37,91	23	0,0561

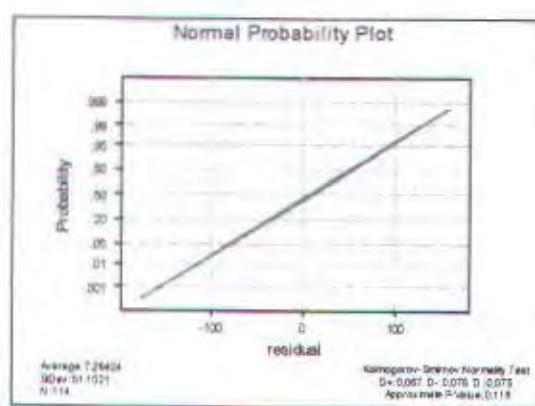
#### 4.2.5 Uji kenormalan

Untuk melihat pola kenormalan residual *mean model* pada pemodelan fungsi transfer single input dilakukan dengan melihat plot sebaran residualnya yang dibandingkan dengan kurva normal. Adapun hipotesis yang digunakan untuk pengujian adalah  $H_0$  : residual berdistribusi normal

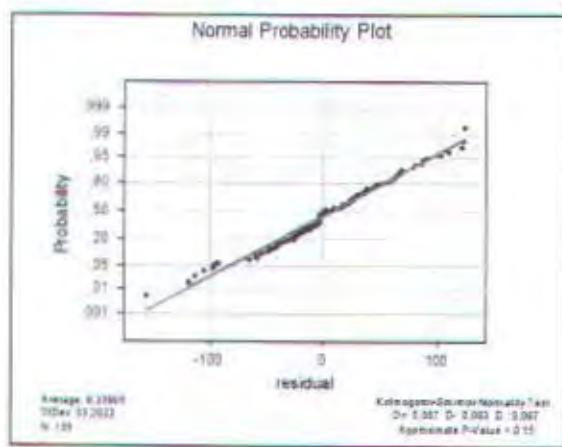
$H_1$  : residual tidak berdistribusi normal

Dengan kriteria pengujian yang digunakan adalah  $H_0$  ditolak pada  $p\text{-value} < 0,05$

Untuk fungsi transfer dengan variabel input inflasi, diketahui bahwa residual model transfer IHS PT. HM. Sampoerna berdistribusi normal. Ini dapat dilihat pada nilai  $p\text{-value}$  sebesar  $> 0,116$ , dengan demikian model fungsi transfer sudah memenuhi asumsi kenormalan. Untuk lebih jelasnya dapat dilihat pada Gambar 4.18.

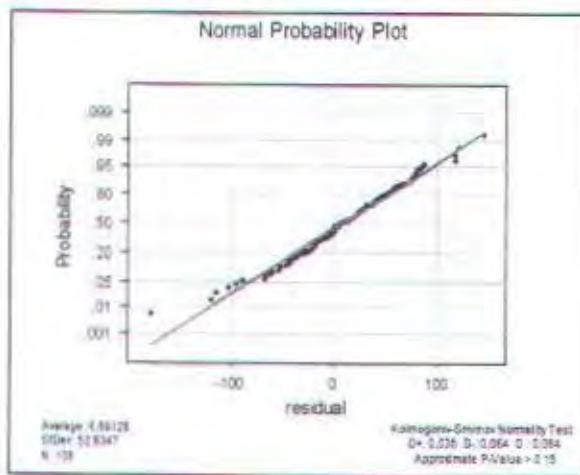


Gambar 4.18 Plot kenormalan IHSI dan inflasi



Gambar 4.19 Plot kenormalan IHSI dengan suku bunga

Asumsi kenormalan juga dilakukan pada model fungsi transfer dengan variabel input suku bunga. Dari Gambar 4.19 diketahui residual dari model transfer dengan variabel suku bunga memenuhi asumsi kenormalan dengan nilai p-value > 0,15.



Gambar 4.21 Plot kenormalan IHSI dengan kurs

Sedangkan untuk model fungsi transfer dengan variabel input kurs, didapat nilai p-value sebesar 0,15 yang berarti asumsi residual berdistribusi normal terpenuhi, untuk jelasnya dapat dilihat pada Gambar 4.21

#### 4.2.6 Peramalan dari hasil Fungsi Transfer

Tahap selanjutnya melakukan validasi model fungsi transfer untuk tiga variabel input yaitu inflasi, suku bunga, dan kurs/US\$.

Untuk variabel input inflasi, model fungsi transfer pada persamaan 4.8 dengan meramalkan nilai Indeks harga saham PT. HM. Sampoerna bulan Agustus sampai Desember 2003 dengan membandingkan dengan data aktualnya.

Tabel 4.9 Perhitungan *MAPE* model fungsi transfer dengan input inflasi.

Bulan	Ramalan	Batas bawah	Batas atas	Simpangan
Agustus	893,217	788,828	997,610	0,100
September	896,491	748,862	1044,12	0,103
Oktober	901,402	720,594	1082,21	0,042
Nopember	901,318	696,143	1113,70	0,008
Desember	902,302	668,390	1135,23	0,016

Dari hasil perhitungan tersebut didapat nilai *MAPE* sebesar 26,9%. Nilai ini menunjukkan bahwa model fungsi transfer yang terbentuk apabila digunakan untuk meramalkan nilai Indeks harga saham PT. HM. Sampoerna bulan Agustus sampai Desember 2003, maka memberikan kesalahan sebesar 26,9 %..

Tabel 4.10 hasil ramalan dengan input inflasi

Bulan	Ramalan	Std error	Batas bawah	Batas atas
Januari	901,32	1,30462	645,62	1157,02
Februari	902,302	1,40915	626,114	1178,49
Maret	902,793	1,50644	607,536	1198,05
April	901,822	1,60124	587,985	1215,66
Mei	900,941	1,69073	569,565	1232,32
Juni	899,722	1,77422	551,982	1247,46
Juli	898,948	1,85395	535,58	1262,32

Kemudian untuk meramalkan nilai beberapa bulan kedepan menggunakan model transfer pada persamaan 4.8. Adapun hasil ramalan dapat dilihat pada Tabel 4.10

Untuk Fungsi Transfer dengan variabel input suku bunga, perhitungan *MAPE* untuk validasi model transfer pada persamaan 4.9, dilihat pada Tabel 4.11

Tabel 4.11 Perhitungan *MAPE* model fungsi transfer dengan input suku bunga.

Bulan	Ramalan	Batas bawah	Batas atas	Simpangan
Agustus	887,766	782,747	992,79	0,094
September	887,341	738,822	1035,86	0,094
Oktober	886,556	704,658	1068,45	0,026
Nopember	885,085	675,047	1095,12	0,047
Desember	882,226	647,508	1117,17	0,005

Dari hasil perhitungan tersebut didapat nilai *MAPE* sebesar 26,6%. Nilai ini menunjukkan bahwa model fungsi transfer pada persamaan 4.9, dengan variabel input suku bunga yang terbentuk apabila digunakan untuk meramalkan nilai Indeks harga saham PT. HM. Sampoerna bulan Agustus sampai Desember 2003, maka memberikan kesalahan sebesar 26,6 %. Adapun hasil ramalan dapat dilihat pada tabel 4.11.

Tabel 4.11 Hasil ramalan untuk variabel suku bunga

Bulan	Ramalan	Std error	Batas bawah	batas atas
Januari	881,226	1,31249	623,983	1138,47
Februari	879,199	1,41765	601,344	1157,05
Maret	876,223	1,51553	579,184	1173,26
April	874,818	1,60747	559,76	1189,88
Mei	874,028	1,69682	541,457	1206,6
Juni	873,584	1,78498	523,735	1223,43
Juli	873,335	1,87135	506,558	1240,11

Validasi model transfer juga dilakukan pada variabel input kurs/US\$. Adapun hasil dari perhitungan *MAPE* dari model transfer pada persamaan 4.12 dapat dilihat pada Tabel 4.12 berikut

Tabel 4.12 Perhitungan *MAPE* model fungsi transfer dengan input kurs/US\$

Bulan	Ramalan	Batas bawah	Batas atas	Simpangan
Agustus	888,150	784,900	991,400	0,095
September	888,415	742,396	1034,43	0,095
Oktober	888,311	709,476	1067,15	0,028
Nopember	888,394	681,892	1094,90	0,051
Desember	888,223	657,347	1119,10	0,0003

Dari persamaan 4.10, bila dilakukan validasi, didapat nilai *MAPE* sebesar 26,9%. Nilai ini menunjukkan bahwa model fungsi transfer dengan variabel input kurs/US\$ yang terbentuk apabila digunakan untuk meramalkan nilai Indeks harga saham PT. HM. Sampoerna bulan Agustus sampai Desember 2003, maka memberikan kesalahan sebesar 26,9 %. Kemudian dilakukan peramalan didapat hasil pada tabel 4.13.

Tabel 4.13 Hasil ramalan variabel input kurs/US\$

Bulan	Ramalan	Std error	Batas bawah	Batas atas
Januari	888,223	1,29269	634,861	1141,59
Februari	888,223	1,39804	614,213	1162,23
Maret	888,223	1,49598	595,016	1181,43
April	888,223	1,5879	577	1199,45
Mei	888,223	1,67478	559,972	1216,47
Juni	888,223	1,75737	543,785	1232,66
Juli	888,223	1,83625	528,325	1248,12

#### 4.3 Pemodelan ARCH/GARCH untuk Indeks Harga Saham PT. Sampoerna

Model ARCH/GARCH diperoleh dengan melihat pola residual model, apabila residual sudah dalam keadaan white noise, maka perlu dilakukan identifikasi dan pengujian terhadap kuadrat residual yang diperoleh dari model tersebut. Langkah selanjutnya adalah melakukan uji Ljung Box dan LM test untuk mengetahui orde dari model dugaan. Adapun hasil uji Ljung-Box dan uji LM untuk masing-masing masing variabel input. Untuk variabel input inflasi dapat dilihat pada Tabel 4.14. Adapun hipotesis yang digunakan adalah :

$H_0$  : Tidak terjadi proses ARCH/GARCH

$H_1$  : Terjadi proses ARCH/ GARCH

Dengan kriteria pengujian tolak  $H_0$  ditolak pada nilai p-value < 0,05.

Tabel Uji 4.14 Ljung Box dan Lagrange Multiplier

Order	<b><i>Q</i></b>	<b><i>Pr &gt; Q</i></b>	<b><i>LM</i></b>	<b><i>Pr &gt; LM</i></b>
1	0,0192	0,8899	0,0356	0,8503
2	0,2057	0,9023	0,1735	0,9169
3	1,4131	0,7025	1,1123	0,7741
4	1,6055	0,8078	1,1943	0,8790
5	2,8464	0,7237	2,1996	0,8209
6	3,0667	0,8004	2,5400	0,8640
7	3,7132	0,8122	3,3102	0,8549
8	4,1280	0,8454	3,6527	0,8870
9	6,8833	0,6493	7,8222	0,5522
10	9,6928	0,4678	11,4472	0,3238
11	10,3526	0,4990	11,6211	0,3928
12	10,3795	0,5827	12,3410	0,4187

Dari Tabel 4.14 didapat bahwa dari uji Ljung-Box dan uji LM nilai p-value lebih besar dari  $\alpha=5\%$ , maka tidak ada proses ARCH. Selain itu juga untuk melihat ada atau tidaknya ARCH dapat melalui plot ACF kuadrat residual dan plot PACF kuadrat residual. Pada Lampiran A, dari plot ACF dan PACF dari kuadrat residual dari fungsi transfer antara Indeks Harga Saham PT. HM. Sampoerna dengan inflasi menunjukkan tidak ada yang *cut-off*, maka diidentifikasi tidak ada proses ARCH.

Adapun hasil uji Ljung-Box dan uji LM untuk variabel input suku bunga dapat dilihat pada Tabel 4.15

Tabel 4.15 Uji L-jung Box dan Lagrange Multiplier

Order	<b><i>Q</i></b>	<b><i>Pr &gt; Q</i></b>	<b><i>LM</i></b>	<b><i>Pr &gt; LM</i></b>
1	0,3551	0,5512	0,4000	0,5271
2	0,3630	0,8340	0,4023	0,8178
3	1,2189	0,7485	1,0116	0,7984
4	1,4437	0,8366	1,0575	0,9010
5	3,7536	0,5854	2,7067	0,7451
6	3,7777	0,7068	2,9897	0,8101
7	4,4155	0,7309	3,9087	0,7902
8	4,4156	0,8178	3,9119	0,8650
9	8,4959	0,4885	9,2409	0,4153
10	9,4959	0,4858	10,2063	0,4226
11	11,0237	0,4413	11,0445	0,4395
12	10,0803	0,5220	11,8306	0,4594

Dari Tabel 4.15 didapat bahwa dari uji Ljung-Box dan uji LM nilai p-value lebih besar dari  $\alpha=5\%$ , maka tidak ada proses ARCH. Hal ini diperkuat dengan plot ACF dan plot PACF kuadrat residual. Pada Lampiran B, dari plot ACF dan PACF dari kuadrat residual dari fungsi transfer antara Indeks Harga Saham PT. HM. Sampoerna

dengan suku bunga menunjukkan tidak ada yang *cut-off*, maka diidentifikasi tidak ada proses ARCH

Untuk variabel kurs/US\$ didapat hasil uji Ljung-Box dan uji LM untuk variabel input suku bunga dapat dilihat pada Tabel 4.16

Tabel 4.16 Uji L-jung Box dan Lagrange Multiplier

Order	<i>Q</i>	Pr > <i>Q</i>	LM	Pr > LM
1	0,0514	0,8207	0,0753	0,7838
2	0,2222	0,8949	0,2060	0,9021
3	0,9518	0,78129	0,7500	0,8614
4	1,0114	0,9119	0,7523	0,9447
5	1,0114	0,9616	0,7567	0,9797
6	1,3697	0,9842	0,8264	0,9913
7	1,3697	0,9865	1,3555	0,9869
8	1,4137	0,9940	1,5026	0,9927
9	6,5438	0,6845	7,7483	0,5597
10	8,9822	0,5338	11,080	0,3513
11	10,7979	0,4603	11,771	0,3811
12	11,2544	0,5073	13,989	0,3014

Dari Tabel 4.16 didapat bahwa dari uji Ljung-Box dan uji LM nilai p-value lebih besar dari  $\alpha=5\%$ , maka tidak ada proses ARCH. Melalui plot ACF kuadrat residual dan plot PACF kuadrat residual pada Lampiran C, dilihat bahwa plot ACF dan PACF dari kuadrat residual menunjukkan *cut-off* di lag 9, hal ini mengindikasikan adanya proses ARCH untuk orde 9. Dengan demikian setelah dilakukan estimasi parameter didapat model ARCH(9).

Tabel 4.17 Estimasi parameter ARCH

Parameter	Estimasi	Std. Error	P-value	AIC
$\alpha_0$	2582,1	548,317	<0,0001	2253,23
$\alpha_1$	0,21676	0,09599	0,0259	2253,23

Dari hasil estimasi parameter yang tercantum pada Tabel 4.17 diatas terlihat bahwa semua parameter signifikan. Dengan demikian model ARCH yang diperoleh dapat dituliskan dengan

$$h_t = 2582,1 + 0,216769 \varepsilon_{t-9}^2. \quad (4.12)$$

Model tersebut dapat diartikan bahwa rata-rata perubahan variansi residual IHS PT. HM Sampoerna pada suatu bulan tertentu berhubungan dengan variansi residual 9 bulan sebelumnya.

#### 4.4 Model Multi input secara serentak

Dalam pemodelan untuk multi input terlebih dahulu dilakukan identifikasi untuk masing-masing variabel input dan kemudian memasukkan secara serentak dari semua variabel input yang ada yaitu inflasi, suku bunga, dan kurs ke dalam sistem fungsi transfer.

##### 1.Pembentukan model serentak

Langkah selanjutnya adalah memasukkan secara bersama untuk semua variabel input yang ada. Pada Tabel 4.18 didapat hasil estimasi model multi input fungsi transfer sebagai berikut

Tabel 4.18 Estimasi model transfer multi input

Input	Parameter	p-value	lag	shift	Standar error
Inflasi	$\omega_0 = -7,68676$	0,0299	0	8	3,49023
SBI	$\omega_0 = 3,32931$	0,0258	0	9	1,47116
Kurs	$\omega_0 = -0,01400$	0,0013	0	0	0,00543

Dari hasil pada Tabel 4.18 terlihat bahwa semua parameter signifikan pada  $\alpha = 5\%$ . Maka dari hasil tersebut dapat dibuat model fungsi transfer multi input sebagai berikut:

$$Y_t = Y_{t-1} - 7,686X_{t-8} - 7,686X_{t-9} + 3,329X_{t-9} + 3,329X_{t-10} - 0,014X_{3t} - 0,014X_{3t-1} + a_t \quad (4.13)$$

Dari persamaan 4.13 diatas dapat diartikan bahwa indeks harga saham PT. HM. Sampoerna dipengaruhi oleh indeks harga saham bulan sebelumnya, dikurangi 7,686 kali tingkat inflasi 8 bulan sebelumnya, dikurangi 7,686 pada 9 bulan sebelumnya, ditambah 3,3293 delapan bulan sebelumnya, ditambah 3,3293 sembilan bulan sebelumnya, dikurangi 0,014 pada waktu tersebut dan dikurangi 0,014 sebulan sebelumnya.

## 2. Pemodelan bentuk noise

Dari hasil estimasi model multi input dengan variabel input inflasi,suku bunga dan kurs, pada Lampiran terlihat bahwa semua terlihat tidak ada yang signifikan sehingga tidak ada model dari noisenya.

## 3. Pemeriksaan Diagnostik Model transfer multi input

Untuk mengetahui kelayakan suatu model, maka perlu dilakukan pengujian terhadap kesesuaian deret noise dari suatu model, dan tidak adanya korelasi antara

residual dengan variabel inputnya. Ada beberapa langkah yang dilakukan dalam pemeriksaan diagnostik model yaitu pemeriksaan *Autokorelasi* untuk residual model.

Dari hasil Tabel 4.19, tampak bahwa nilai nilai *autokorelasi* dari model untuk semua variabel input (inflasi, suku bunga, dan kurs) sampai dengan lag 24 nilainya kecil, dan p-value lebih besar dari  $\alpha = 5\%$ , sehingga dapat disimpulkan bahwa residual independen secara statistik. Adapun hipotesis yang digunakan adalah:

$H_0$  : residual model noise independen

$H_1$  : residual model noise tidak independen

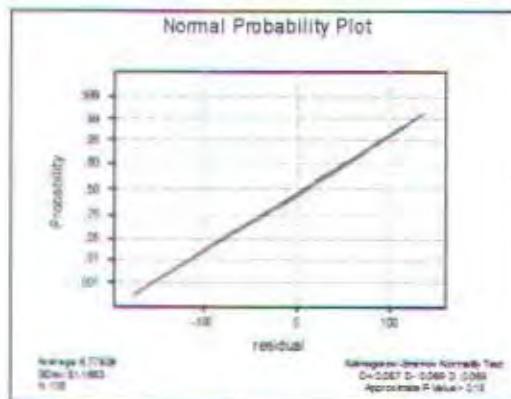
Tabel 4.19 Nilai pemeriksaan autokorelasi residual

Lag	Chi-square	DF	p-value
6	4,29	6	0,6379
12	13,72	12	0,3187
18	18,02	18	0,4542
24	20,78	24	0,6517

#### 4. Uji Normalitas

Untuk melihat pola kenormalan residual mean model pada pemodelan fungsi transfer multi input dilakukan dengan melihat plot sebaran residualnya yang dibandingkan dengan kurva normal.

Untuk fungsi transfer dengan variabel input inflasi, suku bunga dan kurs, diketahui bahwa residual model IHS PT. HM. Sampoerna berdistribusi normal. Ini dapat dilihat pada nilai P-value sebesar  $> 0,15$ , dengan demikian model fungsi transfer sudah memenuhi asumsi kenormalan. Untuk lebih jelasnya dapat dilihat pada Gambar 4.22 dibawah ini:



Gambar 4.22 Plot kenormalan fungsi transfer multi input

Tabel 4.20 Uji Ljung Box dan Lagrange Multiplier

Order	<b><i>Q</i></b>	<b><i>Pr &gt; Q</i></b>	<b><i>LM</i></b>	<b><i>Pr &gt; LM</i></b>
1	0,0057	0,9398	0,0188	0,8909
2	0,2390	0,8878	0,1826	0,9127
3	0,8406	0,8397	0,6073	0,8948
4	0,8923	0,9257	0,6191	0,9609
5	1,2705	0,9379	0,8553	0,9734
6	1,2722	0,9732	0,9005	0,9891
7	2,9397	0,8905	3,0282	0,8824
8	3,3425	0,9111	3,2103	0,9205
9	7,3598	0,5997	8,9360	0,4432
10	7,7825	0,6501	9,0105	0,5311
11	8,3380	0,6827	9,0669	0,6157
12	8,3397	0,7581	9,6310	0,6483

Dari Tabel 4.20 didapat bahwa dari uji Ljung-Box dan uji LM nilai p-value lebih kecil dari  $\alpha=5\%$ , maka tidak ada proses ARCH. melalui plot ACF kuadrat residual dan plot PACF kuadrat residual. Pada lampiran D, fungsi transfer antara Indeks Harga Saham PT. HM. Sampoerna dengan variabel input inflasi, suku bunga dan kurs/UUS, menunjukkan tidak ada yang *cut-off*, maka diidentifikasi tidak ada proses ARCH

## **BAB V**

### **KESIMPULAN DAN SARAN**

## BAB V

### KESIMPULAN DAN SARAN

#### 5.1 Kesimpulan

Berdasarkan pada identifikasi permasalahan, hasil analisis dari pembahasan yang sudah dilakukan, maka dapat ditarik kesimpulan sebagai berikut:

1. Pada data Indeks Harga Saham PT. HM. Sampoerna, untuk masing masing variabel inflasi didapat *mean model* sebagai berikut:

$$Y_t = Y_{t-1} - 8,18468X_{1t-8} + 8,18468X_{1t-9} + a_t.$$

2. Untuk bentuk hubungan dengan variabel input suku bunga didapat model fungsi transfer sebagai *mean model* adalah:

$$Y_t = Y_{t-1} + 3,26989X_{2t-9} - 3,26989X_{2t-10} + a_t.$$

3. Sedangkan model fungsi transfer dengan variabel input kurs, didapat *mean model* sebagai berikut:

$$Y_t = Y_{t-1} + 0,01198X_{3t} - 0,01198X_{3t-1} + a_t.$$

4. Untuk varians model dengan menggunakan model ARCH-GARCH hanya terjadi pada model fungsi transfer dengan variabel input kurs adapun model ARCH yang didapat adalah:

$$h_t = 2582,1 + 0,216769\epsilon^2_{t-9}.$$

5. Model fungsi transfer multi input dengan melibatkan semua variabel yaitu inflasi, suku bunga dan kurs nilai dari semua parameter signifikan, sehingga model fungsi transfer multi input sebagai berikut:

$$Y_t = Y_{t-1} - 7,686X_{1t-8} - 7,686X_{1t-9} + 3,329X_{2t-9} + 3,329X_{2t-10} - 0,014X_3 - 0,014X_{3t-1} + a_t.$$

## **5.2 Saran**

1. Pada kasus ini digunakan data berupa bulanan, perlu dicoba dengan data deret waktu harian untuk data indeks saham dan nilai tukar rupiah.
2. Perlu menggunakan variabel makro yang lain.

## **DAFTAR PUSTAKA**

## DAFTAR PUSTAKA

- Bollersev, T (1986), Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity  
*Journal of Econometrics*, 31.
- Box,dan Jenkins, GM (1976), *Time series Analysis, Forecasting and Control*, Holden Day, San Fransisco
- Engle, R. (1982), *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the variance for Speculative Prices*, *Econometrica*, 41.
- Ulfa, M.E.(2002), *Analisis Fungsi Transfer Multi input Indeks Harga Saham Gabungan di PT. Bursa Efek Surabaya*, TA, Statistika, ITS, Surabaya
- Waluyo D.B, dan Siswanto.B (1988), *Peranan Nilai Tukar dalam Era Deregulasi dan Globalisasi*, Buletin Ekonomi Moneter dan Perbankan, Jakarta
- Wei, W (1990), *Time series Analysis*, Addison, Canada.

## **LAMPIRAN**

## Lampiran A

Model ARIMA untuk inflasi

## Conditional Least Squares Estimation

Parameter	Estimate	Standard	t Value	Pr >  t	Lag
		Error			
AR1,1	-0.28238	0.09175	-3.08	0.0026	2
AR1,2	-0.22119	0.08956	-2.47	0.0150	4
AR1,3	-0.25979	0.08881	-2.93	0.0042	8

Variance Estimate 1.630383  
 Std Error Estimate 1.276865  
 AIC 382.2027  
 BIC 390.4113

Number of Residuals 114

c and  $\bar{c}$  do not include log terms.  
Autocorrelation Check of Residuals

To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	Autocorrelations					
				1	2	3	4	5	6
6	5.23	3	0.1559	-0.142	-0.018	-0.091	0.049	0.097	0.056
12	10.44	9	0.3159	-0.047	-0.047	-0.133	-0.127	0.034	0.042
18	13.99	15	0.5260	-0.115	-0.051	0.001	-0.078	-0.054	-0.042
24	16.81	21	0.7228	0.078	-0.084	-0.009	0.003	-0.023	0.078

#### Autocorrelation Plot of Residuals

### Partial Autocorrelations

4	0.02100	-	-
5	0.10466	-	***
6	0.08397	-	**
7	0.08695	-	**
8	-0.00518	-	-
9	-0.14291	****	-
10	-0.19682	*****	-
11	-0.06785	-*	-
12	-0.01191	-	-
13	-0.12581	***	-
14	-0.04211	-*	-
15	0.05206	-*	-
16	-0.05421	-*	-
17	-0.07638	-**	-
18	-0.08370	-**	-
19	0.01215	-	*
20	-0.10182	-**	-
21	-0.03626	-*	-
22	-0.00404	-	-
23	-0.07192	-*	-
24	0.05699	-	*

Model for variable x1

Period(s) of Differencing 1

No mean term in this model.

#### Autoregressive Factors

Factor 1: 1 + 0.28238 B\*\*(2) + 0.22119 B\*\*(4) + 0.25979 B\*\*8)

## Cross-correlation antara IHSI dan inflasi

Correlation of y and xt  
 Period(s) of Differencing 1  
 Number of Observations 114  
 Observation(s) eliminated by differencing 1  
 Variance of transformed series y 3347.864  
 Variance of transformed series xt 1.587369

Both series have been prewhitened.

### Crosscorrelations

Lag	Covariance	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1
-10	-0.822911	-.01129																					
-9	-4.248270	-.05828																					
-8	-3.312436	-.04544																					
-7	-1.748352	-.02398																					
-6	-1.236247	-.01696																					
-5	0.218541	0.00300																					
-4	5.834776	0.08004																					
-3	-6.860158	-.09410																					
-2	-12.073857	-.16562																					
-1	-5.815098	-.07977																					
0	-9.317638	-.12782																					
1	4.096468	0.05619																					
2	-10.675304	-.14644																					
3	-5.085871	-.06977																					
4	-14.875412	-.20406																					
5	-4.376139	-.06003																					
6	-14.351661	-.19687																					
7	-3.077209	-.04221																					
8	-18.336458	-.25153																					
9	8.834548	0.12119																					
10	-2.374432	-.03257																					

\*\* marks two standard errors

The SAS System 11:38 Saturday, February 3, 1996 9

### The ARIMA Procedure

#### Crosscorrelation Check Between Series

To Lag	Chi-Square	Pr > ChiSq	DF	ChiSq	Crosscorrelations-----							
5	10.38	0.1096	6	-0.128	0.056	-0.146	-0.070	-0.204	-0.060			

Both variables have been prewhitened by the following filter:

#### Prewhitening Filter

#### Autoregressive Factors

Factor 1: 1 + 0.28238 B\*\*(2) + 0.22119 B\*\*\*(4) + 0.25979 B\*\*\*(8)

## Model Transfer dengan input inflasi

LIBR. PERPUSTAKAAN  
INSTITUT TEKNOLOGI  
SEPULUH - NOPEMBER

## The ARIMA Procedure

Conditional Least Squares Estimation

Parameter	Estimate	Standard		Approx		Lag	Variable	Shift
		Error	t Value	Pr >  t				
NUM1	-8.16468	3.58831	-2.28	0.0246		0	K1	B

Variance Estimate 2836.71

Std Error Estimate 53.26078

AIC 1144.553

SBC 1147-216

Number of Residuals 106

and SEC do not include lag deter-

\* AIC and SBC do not include log determinant.

#### Autocorrelation Check of Residuals

Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	Autocorrelations					
				1	2	3	4	5	6
6	7.78	6	0.2550	0.170	0.012	-0.036	-0.012	0.034	0.194
12	16.74	12	0.1597	0.037	0.053	-0.102	-0.190	-0.125	0.094
18	23.60	18	0.1687	0.039	0.083	-0.137	-0.134	-0.099	-0.046
24	26.69	24	0.3189	-0.077	0.013	-0.027	0.077	-0.053	-0.084

### Autocorrelation Plot of Residuals

" $\pm$ " marks two standard errors.

### Partial Autocorrelations

Lag	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1
1	0.16983																					
2	-0.01699																					
3	-0.03810															*						
4	0.00034																					
5	0.03723																					
6	0.18679																	****				
7	-0.02880															*						
8	0.05565															*						
9	-0.11398															**						
10	-0.16328															***						

Crosscorrelation Check of Residuals with Input x1

To Lag	Chi-Square	Pr > ChiSq	Crosscorrelations							
5	3.32	5	0.6506	0.010	0.110	-0.005	0.124	0.057	-0.056	
11	14.15	11	0.2247	0.087	0.221	0.067	0.146	0.120	-0.118	
17	26.41	17	0.0673	-0.051	0.038	0.025	0.212	-0.237	-0.139	
23	30.92	23	0.1248	-0.082	-0.071	-0.017	0.166	0.007	-0.079	

Model for variable y

Period(s) of Differencing 1

No mean term in this model.

The SAS System 11:38 Saturday, February 3, 1996 12

The ARIMA Procedure

Input Number 1

Input Variable	x1
Shift	8
Period(s) of Differencing	1
Overall Regression Factor	-8.18468

## Forecast model fungsi transfer

The SAS System 11:38 Saturday, February 3, 1996 13

The ARIMA Procedure

Forecasts for variable y

Obs	Forecast	Std Error	95% Confidence Limits	Actual	Residual
10	179.3578	53.2608	74.9686 283.7470	208.3340	26.9762
11	217.0098	53.2608	112.6206 321.3990	205.3580	-11.6518
12	209.1230	53.2608	104.7337 313.5122	214.2860	5.1630
13	211.9943	53.2608	107.6051 316.3835	211.3100	-0.6843
14					
110	593.8793	53.2608	489.4901 698.2685	585.3170	-8.5623
111	581.5520	53.2608	477.1628 685.9413	585.3170	3.7850
112	589.6549	53.2608	485.2657 694.0441	709.3250	119.6701
113	707.3807	53.2608	602.9715 811.7499	763.8890	56.5283
114	763.8072	53.2608	659.4179 868.1964	823.4130	59.6058
115	812.6911	53.2608	708.3019 917.0803	887.8870	75.2059

ACF dan PACF dari kuadrat residual

## The ARIMA Procedure

Name of Variable = at2

Mean of Working Series 2809.949  
Standard Deviation 4596.998  
Number of Observations 106

### Autocorrelations

### Partial Auto-correlations

The SAS System 11:38 Saturday, February 3, 1996 18

The ARIMA Procedure

Partial Autocorrelations

Lag	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	
23	0.05844										.	[*	.										
24	-0.12661										.	***)	.										

Autocorrelation Check for White Noise

To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	Autocorrelations-----										
6	3.79	6	0.7053	0.027	-0.053	-0.105	-0.057	-0.119	0.044					
12	10.90	12	0.5375	0.076	-0.072	0.160	0.140	-0.060	-0.017					
18	17.55	18	0.4856	0.188	0.005	-0.071	-0.042	-0.075	-0.075					
24	23.69	24	0.4797	0.020	0.089	0.004	0.025	0.109	-0.154					

### Uji LM (Langrange Multiplier)

The SAS System 11:38 Saturday, February 3, 1996 19

The AUTOREG Procedure

Dependent Variable at

Ordinary Least Squares Estimates

SSE	297854.591	DFE	106
MSE	2810	Root MSE	53.00895
SBC	1142.55266	AIC	1142.55266
Regress R-Square	0.0000	Total R-Square	0.0000
Normal Test	2.8186	Pr > ChiSq	0.2443
Durbin-Watson	1.6385		

NOTE: No intercept term is used. R-squares are redefined.

Q and LM Tests for ARCH Disturbances

Order	Q	Pr > Q	LM	Pr > LM
1	0.0192	0.8899	0.0356	0.8503
2	0.2057	0.9023	0.1735	0.9169
3	1.4131	0.7025	1.1123	0.7741
4	1.8055	0.8078	1.1943	0.8790
5	2.8464	0.7237	2.1996	0.8209
6	3.0667	0.8004	2.5400	0.8640
7	3.7132	0.8122	3.3102	0.8549
8	4.1280	0.8454	3.6527	0.8870
9	6.8833	0.6493	7.8222	0.5522
10	9.8928	0.4678	11.4472	0.3238
11	10.3526	0.4990	11.6211	0.3928
12	10.3795	0.5827	12.3410	0.4187

NOTE: No parameter estimates exist.

```
Program untuk variabel input inflasi
data dewi;
    input y  x1 ;
    label y='IHSI'
          x1='inflasi';
cards;
138.889 1.25
133.333 1.76
125.992 0.7
130.952 0.24
139.087 0.52
130.952 0.12
138.492 1.37
.
.
887.897 0.03
;
proc arima data=dewi;
    identify var=x1(1) noconstant plot;
    estimate p=(2 4 8)q=(0);
    /*---Crosscorrelation of prewhitened series---*/
    identify var=y(1) crosscorr=(x1(1)) nlags=10;
run;
estimate input=(8$ x1) noconstant plot;
run;
forecast out=a lead=12 id=date interval=month printall;
run;
data error;
set a;
at=residual;
at2=residual*residual;
run;
proc arima data=error;
identify var=at2;
run;
proc autoreg data=error;
model at=/ archtest dwprob normal noint;
run;
```

## Lampiran B

### Model ARIMA untuk suku bunga

Conditional Least Squares Estimation

Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr >  t	Lag
AR1,1	0.56162	0.07784	7.21	<.0001	1

Variance Estimate 7.612908

Std Error Estimate 2.75915

AIC 555.9159

BIC 558.6521

Number of Residuals 114

\* AIC and BIC do not include log determinant.

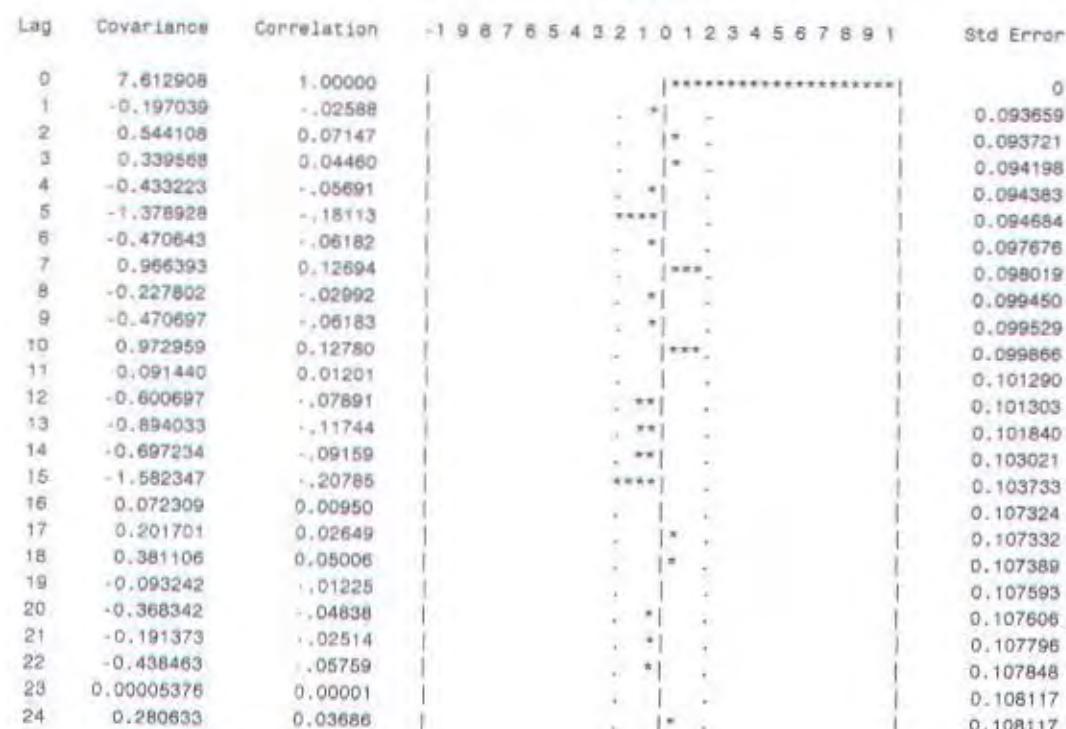
The SAS System 11:59 Saturday, February 3, 1996 23

The ARIMA Procedure

Autocorrelation Check of Residuals

To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	Autocorrelations							
6	5.76	5	0.3307	-0.026	0.071	0.045	-0.057	-0.181	-0.062		
12	11.24	11	0.4231	0.127	-0.030	-0.062	0.128	0.012	-0.079		
18	20.38	17	0.2551	-0.117	-0.092	-0.208	0.009	0.026	0.050		
24	21.50	23	0.5507	-0.012	-0.048	-0.025	-0.058	0.000	0.037		

Autocorrelation Plot of Residuals



Partial Autocorrelations

Lag	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1
1	-0.02588							*														
2	0.07085							*														
3	0.04843							*														
4	-0.06006							*														
5	-0.19307							****														
6	-0.07002							*														
7	0.16586							*	****													
8	0.01050							*														
9	-0.11503							*	**													
10	0.06689							*	*													
11	0.03969							*	*													
12	-0.04297							*	*													
13	-0.16523							***														
14	-0.14615							***														
15	-0.16052							***														
16	0.07969							*	**													

The SAS System 11:59 Saturday, February 3, 1996 25

The ARIMA Procedure

Partial Autocorrelations

Lag	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1
17	0.01721							*														
18	-0.02680							*														
19	-0.08148							**														
20	-0.11989							*	**													
21	-0.02341							*														
22	0.00882							*														
23	-0.00407							*														
24	0.00025							*														

Model for variable x2

Period(s) of Differencing 1

No mean term in this model.

Autoregressive Factors

Factor 1: 1 - 0.56162 B\*\*(1)

## Cross-correlation antara IHSI dan suku bunga

Correlation of y and x2

Period(s) of Differencing	1
Number of Observations	114
Observation(s) eliminated by differencing	1

The SAS System 11:59 Saturday, February 3, 1996 27

The ARIMA Procedure

Correlation of y and x2

Variance of transformed series y	3063.572
Variance of transformed series x2	7.546141

Both series have been prewhitened.

### Crosscorrelations

Lag	Covariance	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1
-10	13.775268	0.09060										*	**	.									
-9	-22.752037	-.14964										***	.										
-8	-0.581772	-.00383										*	.										
-7	6.863542	-.04514										*	.										
-6	14.239194	0.09365										**	.										
-5	-26.213370	-.17240										***	.										
-4	35.173524	0.23133										*****	.										
-3	-30.577409	-.20111										****	.										
-2	17.359482	0.11417										*	**	.									
-1	-22.886385	-.15052										***	.										
0	-3.786152	-.02491										*	.										
1	-21.917805	-.14415										***	.										
2	2.631977	0.01731										*	.										
3	10.660721	0.07011										*	.										
4	-8.147658	-.05359										*	.										
5	-16.834264	-.11072										**	.										
6	1.319614	0.00868										*	.										
7	4.500171	0.02960										*	.										
8	-9.035068	-.06942										*	.										
9	24.311438	0.15989										***	.										
10	6.947486	0.04569										*	.										

\*\* marks two standard errors

### Crosscorrelation Check Between Series

To Lag	Chi-Square	D.F.	Pr > ChiSq	Crosscorrelations									
5	4.76	6	0.5751	-0.025	-0.144	0.017	0.070	-0.054	-0.111				

Both variables have been prewhitened by the following filter:

### Prewhitenning Filter

The SAS System 11:59 Saturday, February 3, 1996 28  
The ARIMA Procedure  
Autoregressive Factor  
Factor 1: 1 - 0.56162 B\*\*(1)

## Model Transfer dengan input suku bunga

The SAS System 11:59 Saturday, February 3, 1996 29

### The ABTMA Procedure

Conditional Least Squares Estimation

Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Pr >  t	Lag	Variable	Shift
NUM1	3.26989	1.51310	2.16	0.0330	0	x2	9

Variance Estimate 2871.053

Std Error Estimate

AIC 1135-028

1137-582

Number of Residuals 105

and SBC do not include log deter-

\* AIC and SBC do not include log determinant.

### Autocorrelation Check of Residuals

To Lag	Chi-Square	DF	ChiSq	Autocorrelations						
6	6.86	6	0.3341	0.155	0.008	-0.095	-0.010	0.043	0.164	
12	13.15	12	0.3580	-0.005	0.084	-0.090	-0.137	-0.085	0.109	
18	18.78	18	0.4058	0.050	0.087	-0.177	-0.050	-0.038	-0.003	
24	20.99	24	0.6395	-0.062	0.038	-0.095	0.036	0.007	-0.029	

### Autocorrelation Plot of Residuals

" marks two standard errors

### Partial Autocorrelations

Crosscorrelation Check of Residuals with Input x2

To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	Crosscorrelations					
5	4.71	5	0.4519	-0.044	0.030	-0.020	0.023	0.032	0.210
11	14.89	11	0.1878	0.205	0.097	0.036	-0.037	-0.142	0.178
17	18.26	17	0.3723	0.037	-0.030	-0.003	-0.109	-0.145	-0.011
23	25.82	23	0.3092	0.107	0.157	-0.132	-0.079	0.095	-0.100

Model for variable y

Period(s) of Differencing 1

No mean term in this model.

The SAS System 11:59 Saturday, February 3, 1996 31

The ARIMA Procedure

Input Number 1

Input Variable	x2
Shift	9
Period(s) of Differencing	1
Overall Regression Factor	3.269886

## Forecast model fungsi transfer

The SAS System 11:59 Saturday, February 3, 1996 32

The ARIMA Procedure

Forecasts for variable y

Obs	Forecast	Std Error	95% Confidence Limits	Actual	Residual
11	206.3067	53.5822	101.2875 311.3259	205.3580	-0.9487
12	206.1428	53.5822	101.1236 311.1620	214.2860	8.1432
13	215.1689	53.5822	110.1497 320.1881	211.3100	-3.8589
14	214.3837	53.5822	109.3645 319.4029	246.0300	31.6463
15	246.9456	53.5822	141.9264 351.9848	235.1200	-11.8256
16	237.5724	53.5822	132.5532 342.5916	259.9200	22.3476
17	260.5086	53.5822	155.4894 365.5278	316.4700	55.9814
18	318.6935	53.5822	213.6743 423.7127	356.6500	37.9565
.	.	.	.	.	.
109	594.9655	53.5822	489.9463 699.9847	590.2780	-4.6875
110	586.6811	53.5822	481.6619 691.7003	585.3170	-1.3641
111	584.0090	53.5822	478.9898 689.0283	585.3170	1.3080
112	584.7284	53.5822	479.7092 689.7478	709.3250	124.5966
113	707.4285	53.5822	602.4093 812.4477	783.8890	56.4605
114	780.1940	53.5822	655.1748 865.2132	823.4130	63.2190
115	823.0206	53.5822	718.0014 928.0398	887.8970	64.8784

## ACF dan PACF dari kuadrat residual

The SAS System 11:59 Saturday, February 3, 1996 35

The ARIMA Procedure

Name of Variable = at2

Mean of Working Series 2843.71  
 Standard Deviation 4322.264  
 Number of Observations 105

Autocorrelations

Lag	Covariance	Correlation	-1 9 8 7 6 5 4 3 2 1 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 1	Std Error
0	18681968	1.00000	*****	0
1	1415435	0.07576	- **+	0.097590
2	-347233	-.01859	- -	0.098149
3	-1631831	-.08735	- **	0.098182
4	-1074740	-.05753	- *	0.098919
5	-2584464	-.13834	- ***	0.099238
6	178710	0.00957	-	0.101058
7	1103005	0.05904	-  *	0.101066
8	-39475.927	-.00211	-	0.101394
9	3337305	0.17864	- ****	0.101395
10	1239230	0.06633	-  *	0.104349
11	-1796454	-.09616	-  **	0.104750
12	-335681	-.01797	-	0.105587
13	4088201	0.21883	- ****	0.105616
14	261012	0.01397	-	0.109850
15	960821	0.06143	-  *	0.109866
16	-1453408	-.07780	-  **	0.110095
17	-1282818	-.06867	-  *	0.110618

18	-1589418	-.08508		.. ** ..		0.111023
19	-298845	-.01600		.. .. ..		0.111642
20	471401	0.02523		.. * ..		0.111664
21	871009	0.04662		.. * ..		0.111718
22	1201510	0.06431		.. * ..		0.111903
23	2225239	0.11911		.. ** ..		0.112255
24	-2468316	-.13212		.. *** ..		0.113452

\*\* marks two standard errors

#### Partial Autocorrelations

Lag	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1
1	0.07576																					
2	-0.02447																					
3	-0.08459																					
4	-0.04546																					
5	-0.13602																					
6	0.01992																					
7	0.04402																					
8	-0.03498																					
9	0.18003																					
10	0.03371																					
11	-0.09653																					
12	0.04477																					
13	0.24450																					
14	0.01338																					
15	0.06725																					
16	-0.09727																					
17	-0.03733																					
18	-0.03087																					
19	-0.05457																					
20	0.03478																					
21	0.02673																					
22	-0.07305																					

The SAS System 11:59 Saturday, February 3, 1996 37

#### The ARIMA Procedure

#### Partial Autocorrelations

Lag	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1
23	0.10164																					
24	-0.14349																					

#### Autocorrelation Check for White Noise

To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	Autocorrelations											
6	4.03	6	0.6730	0.076	-0.019	-0.087	-0.058	-0.138	0.010						
12	9.83	12	0.6312	0.059	-0.002	0.179	0.066	-0.096	-0.018						
18	18.33	18	0.4342	0.219	0.014	0.051	-0.078	-0.069	-0.085						
24	23.66	24	0.4810	-0.016	0.026	0.047	0.064	0.119	-0.132						

## Uji LM (Langrange Multiplier)

The SAS System 11:59 Saturday, February 3, 1996 38

The AUTOREG Procedure

Dependent Variable at

### Ordinary Least Squares Estimates

SSE	298589.555	DFE	105
MSE	2844	Root MSE	53.32645
SBC	1133.0279	AIC	1133.0279
Rgress R-Square	0.0000	Total R-Square	0.0000
Normal Test	0.7131	Pr > ChiSq	0.7001
Durbin-Watson	1.6757		

NOTE: No intercept term is used. R-squares are redefined.

### Q and LM Tests for ARCH Disturbances

Order	Q	Pr > Q	LM	Pr > LM
1	0.3551	0.5512	0.4000	0.5271
2	0.3630	0.8340	0.4023	0.8178
3	1.2189	0.7485	1.0116	0.7984
4	1.4437	0.8366	1.0575	0.9010
5	3.7538	0.5854	2.7067	0.7451
6	3.7772	0.7068	2.9897	0.8101
7	4.4155	0.7309	3.9087	0.7902
8	4.4156	0.8178	3.9119	0.8650
9	8.4599	0.4885	9.2409	0.4153
10	9.4959	0.4858	10.2063	0.4226
11	11.0237	0.4413	11.0445	0.4395
12	11.0803	0.5220	11.8306	0.4594

NOTE: No parameter estimates exist.

```
program untuk variabel suku bunga
data dewi;
    input y x2 ;
    label y='IHSI'
        x2='suku bunga';
cards;
138.889    8.83
133.333    8.21
125.992    8.45
130.952    8.72
139.087    9.66
.
.
887.897    9.10
;
proc arima data=dewi;
identify var=x2(1);
estimate p=(1) noconstant plot;
/*---Crosscorrelation of prewhitened series----*/
    identify var=y(1) crosscorr=(x2(1)) nlags=10;
run;
estimate input=(9$ x2)noconstant plot;
run;
forecast out=a lead=12 id=date interval=month printall;
run;
data error;
set a;
at=residual;
at2=residual*residual;
run;
proc arima data=error;
identify var=at2;
run;
proc autoreg data=error;
model at=/archtest dwprob normal noint;
run;
```

## Lampiran C

## Model ARIMA untuk kurs

## Conditional Least Squares Estimation

Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Pr >  t	Approx Lag
MA1,1	-0.24006	0.09139	-2.63	0.0098	5

Variance Estimate 778909.9

St# Error Estimate 877.5021

AIC 1869.688

SBC 1872-424

Number of Residuals 114

AIC and BIC do not include log determinant.

the following year, he was promoted to the rank of Captain and became the Commandant of the Royal Artillery.

The SAS System 11:59 Saturday, February 3, 1996 4

## The ARIMA Procedure

### Autocorrelation Check of Residuals

To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	Autocorrelations					
6	7.68	5	0.1745	0.119	-0.136	-0.157	-0.068	-0.024	0.045
12	15.87	11	0.1460	-0.001	0.182	-0.157	-0.085	-0.003	-0.004
18	21.42	17	0.2081	-0.121	0.087	0.067	-0.044	-0.106	-0.040
24	22.21	23	0.5077	0.026	0.012	-0.060	0.023	-0.016	-0.020

#### Autocorrelation Plot of Residuals

## Partial Autocorrelations

Lag	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1
1	0.11917																					
2	-0.15274																					
3	-0.12503																					
4	-0.05626																					
5	-0.05154																					
6	0.01765																					
7	-0.03686																					
8	0.19189																					
9	-0.22051																					
10	0.01699																					
11	0.00149																					
12	-0.05329																					
13	-0.14568																					
14	0.10581																					
15	0.02315																					
16	-0.14622																					

The SAS System 11:59 Saturday, February 3, 1996 6

## The ARIMA Procedure

## Partial Autocorrelations

Lag	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1
17	0.01344																					
18	-0.05240																					
19	-0.00851																					
20	-0.05070																					
21	-0.01098																					
22	-0.06565																					
23	-0.04628																					
24	0.03771																					

## Model for variable x3

Period(s) of Differencing 1

No mean term in this model.

## Moving Average Factors

Factor 1: 1 + 0.24006 B\*\*(5)

## Cross-correlation antara IHSI dengan kurs

Correlation of y and x3

Period(s) of Differencing	1
Number of Observations	114
Observation(s) eliminated by differencing	1

The SAS System 11:59 Saturday, February 3, 1996 8

The ARIMA Procedure

Correlation of y and x3

Variance of transformed series y	2725.473
Variance of transformed series x3	761127.1

Both series have been prewhitened.

### Crosscorrelations

Lag	Covariance	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1
-10	566.239	0.01243																					
-9	-6041.411	-.13264																					
-8	-5401.499	-.11859																					
-7	-10840.743	-.23802																					
-6	-156.894	-.00344																					
-5	-1481.526	-.03253																					
-4	7520.428	0.16512																					
-3	5325.647	0.11693																					
-2	4.629536	0.00010																					
-1	-10081.788	-.22135																					
0	-8493.806	-.18649																					
1	-2105.713	-.04623																					
2	6975.315	0.15315																					
3	-4562.091	-.10016																					
4	855.978	0.01879																					
5	-2568.791	-.05640																					
6	-3500.843	-.07686																					
7	-4083.422	-.08966																					
8	-3103.999	-.06815																					
9	-4506.224	-.09894																					
10	7577.827	0.16638																					

\*\* marks two standard errors

### Crosscorrelation Check Between Series

To Lag	Chi-Square	DF	Pn > ChiSq	Crosscorrelations-----								
5	8.43	6	0.2083	-0.186	-0.046	0.153	-0.100	0.019	-0.056			

Both variables have been prewhitened by the following filter:

### Prewhitenning Filter

The SAS System 11:59 Saturday, February 3, 1996 9  
 The ARIMA Procedure  
 Moving Average Factors

Factor 1: 1 + 0.24006 B\*\*(5)

## Model Transfer dengan input kurs

The SAS System 11:59 Saturday, February 3, 1996 10

## The ARIMA Procedure

Conditional Least Squares Estimation

Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Pr >  t	Lag	Variable	Shift
NUM1	-0.01198	0.0054110	-2.21	0.0288	0	x3	0

Variance Estimate 2664.664

Std Error Estimate 51.62038

AIC 1223.727

SBC 1226, 463

Number of Residuals 114

and SBC do not include log determ.

\* AIC and SBC do not include log determinant.

### Autocorrelation Check of Residuals

To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	Autocorrelations					
6	7.92	5	0.2441	0.137	0.043	-0.075	0.021	0.063	0.187
12	17.30	12	0.1387	-0.055	0.006	-0.177	-0.148	-0.022	0.131
18	23.45	18	0.1738	0.036	0.040	-0.195	-0.041	0.025	0.052
24	27.33	24	0.2895	-0.051	-0.033	-0.131	0.045	-0.044	0.049

### Autocorrelation Plot of Residuals

### Partial Autocorrelations

Crosscorrelation Check of Residuals with Input x3

To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	Crosscorrelations						
5	5.26	5	0.3846	0.012	0.021	0.155	-0.133	-0.036	-0.050	
11	13.14	11	0.2845	-0.065	-0.052	-0.055	-0.122	0.146	0.151	
17	25.29	17	0.0884	0.021	-0.076	-0.076	0.162	0.228	0.129	
23	37.91	23	0.0261	0.229	0.063	-0.220	-0.039	0.065	0.018	

Model for variable y

Period(s) of Differencing 1

No mean term in this model.

The SAS System 11:59 Saturday, February 3, 1996 12

The ARIMA Procedure

Input Number 1

Input Variable x3  
Period(s) of Differencing 1  
Overall Regression Factor -0.01198

## Forecast model fungsi transfer

The SAS System 11:59 Saturday, February 3, 1996 13

The ARIMA Procedure

### Forecasts for variable y

Obs	Forecast	Std Error	95% Confidence Limits	Actual	Residual
2	138.7213	51.6204	37.5472 239.8954	133.3330	-5.3883
3	133.2372	51.6204	32.0631 234.4113	125.9920	-7.2452
4	125.9321	51.6204	24.7580 227.1062	130.9520	5.0199
5	130.6801	51.6204	29.7060 232.0542	139.0870	8.2069
6	139.0271	51.6204	37.8530 240.2012	130.9520	-8.0751
7	130.8442	51.6204	29.6701 232.0183	138.4920	7.6478
8	138.4201	51.6204	37.2480 239.5942	172.0240	33.6039
9	171.9521	51.6204	70.7780 273.1262	183.5320	11.5799
-	-	-	-	-	-
108	595.6693	51.6204	494.4952 696.8434	595.4560	-0.2133
109	596.2946	51.6204	495.1205 697.4687	590.2780	-6.0166
110	590.3020	51.6204	489.1279 691.4761	585.3170	-4.9850
111	585.3050	51.6204	484.1309 686.4791	585.3170	0.0120
112	587.1020	51.6204	485.9279 688.2761	709.3260	122.2230
113	709.3010	51.6204	608.1269 810.4751	763.8890	54.5880
114	764.3922	51.6204	683.2181 865.5662	823.4130	59.0208
115	822.8619	51.6204	721.6878 924.0360	887.8970	65.0351

## ACF dan PACF dari kuadrat residual

The SAS System 11:59 Saturday, February 3, 1996 16

The ARIMA Procedure

Name of Variable = at2

Mean of Working Series 2641.29  
 Standard Deviation 4761.378  
 Number of Observations 115

MILIK PERPUSTAKAAN  
 INSTITUT TEKNOLOGI  
 SEPULUH - NOPEMBER

### Autocorrelations

Lag	Covariance	Correlation	-1 9 8 7 6 5 4 3 2 1 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 1	Std Error
0	22670722	1.00000	*****	0
1	950022	0.04191	*	0.093659
2	-779042	-.03436	*	0.093823
3	-1724103	-.07605	**	0.093933
4	-829245	-.03658	*	0.094472
5	-333126	-.01469	*	0.094596
6	-88365.811	-.00390	*	0.094616
7	927827	0.04093	*	0.094617
8	231092	0.01019	*	0.094773
9	4541883	0.20034	****	0.094782
10	2975054	0.13123	***	0.098427
11	-2615824	-.11538	**	0.099950
12	1255574	0.05638	*	0.101111
13	3889171	0.17155	***	0.101377
14	592673	0.02614	*	0.103892

15	1825719	0.08053		.	**	.				0.103950
16	-2231816	-.09844		.	**	.				0.104496
17	-1992987	-.08791		.	**	.				0.105306
18	-17541.730	-.00077		.	*	.				0.105948
19	350739	0.01547		.	*	.				0.105948
20	.721077	-.03181		.	*	.				0.105968
21	215801	0.00952		.	*	.				0.106052
22	1063420	0.04691		.	*	.				0.106059
23	1459855	0.06439		.	*	.				0.106241
24	-1866326	-.08232		.	**	.				0.106583

\*\* marks two standard errors  
Partial Autocorrelations

Lag	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	
1	0.04191		.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	*	.	.	.	.	.	.	.	.	.	
2	-0.03618		.	.	.	.	.	.	.	.	.	*	*	.	.	.	.	.	.	.	.	.	
3	-0.07327		.	.	.	.	.	.	.	.	*	*	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	
4	-0.03181		.	.	.	.	.	.	.	*	*	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	
5	-0.01718		.	.	.	.	.	.	.	*	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	
6	-0.01060		.	.	.	.	.	.	.	*	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	
7	0.03569		.	.	.	.	.	.	*	.	.	.	*	.	.	.	.	.	.	.	.	.	
8	0.00333		.	.	.	.	.	.	*	.	.	.	*	.	.	.	.	.	.	.	.	.	
9	0.20255		.	.	.	.	.	*	.	.	.	****	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	
10	0.12813		.	.	.	.	.	*	.	.	.	****	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	
11	-0.11069		.	.	.	.	.	*	.	.	.	**	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	
12	0.10932		.	.	.	.	.	*	.	.	.	**	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	
13	0.20988		.	.	.	.	.	*	.	.	.	****	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	
14	0.01664		.	.	.	.	.	*	.	.	.	*	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	
15	0.11243		.	.	.	.	.	*	.	.	.	**	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	
16	-0.08752		.	.	.	.	.	*	.	.	.	**	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	
17	-0.08321		.	.	.	.	.	*	.	.	.	**	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	
18	-0.00574		.	.	.	.	.	*	.	.	.	*	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	
19	-0.07227		.	.	.	.	.	*	.	.	.	*	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	
20	-0.05700		.	.	.	.	.	*	.	.	.	*	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	
21	-0.00797		.	.	.	.	.	*	.	.	.	*	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	
22	-0.10603		.	.	.	.	*	.	.	.	*	**	.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	

The SAS System 11:59 Saturday, February 3, 1996 18

#### The ARIMA Procedure

##### Partial Autocorrelations

Lag	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	
23	0.02346		.	.	.	.	.	.	.	.	.	.	*	.	.	.	.	.	.	.	.	.	
24	-0.10317		.	.	.	.	.	*	.	.	.	*	**	.	.	.	.	.	.	.	.	.	

##### Autocorrelation Check for White Noise

To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	Autocorrelations											
6	1.22	6	0.9757	0.042	-0.034	-0.076	-0.037	-0.015	-0.004						
12	10.79	12	0.5466	0.041	0.010	0.200	0.131	-0.115	0.055						
18	17.97	18	0.4579	0.172	0.026	0.081	-0.098	-0.088	-0.001						
24	20.07	24	0.6929	0.015	-0.032	0.010	0.047	0.064	-0.082						

## Uji LM (Langrange Multiplier)

The SAS System 11:59 Saturday, February 3, 1996 19

The AUTOREG Procedure

Dependent Variable at

### Ordinary Least Squares Estimates

SSE	301107.03	DFE	114
MSE	2641	Root MSE	51.39348
SBC	1221.72656	AIC	1221.72656
Regress R-Square	0.0000	Total R-Square	0.0000
Normal Test	8.0937	Pr > ChiSq	0.0175
Durbin-Watson	1.7112		

NOTE: No intercept term is used. R-squares are redefined.

Q and LM Tests for ARCH Disturbances

Order	Q	Pr > Q	LM	Pr > LM
1	0.0514	0.8207	0.0753	0.7838
2	0.2222	0.8949	0.2060	0.9021
3	0.9518	0.8129	0.7500	0.8614
4	0.9861	0.9119	0.7523	0.9447
5	1.0114	0.9616	0.7567	0.9797
6	1.0352	0.9842	0.8264	0.9913
7	1.3697	0.9865	1.3555	0.9869
8	1.4137	0.9940	1.5026	0.9927
9	6.5438	0.6845	7.7483	0.5597
10	8.9822	0.5338	11.0804	0.3513
11	10.7979	0.4603	11.7710	0.3811
12	11.2544	0.5073	13.9890	0.3014

NOTE: No parameter estimates exist.

Model ARCH dari kurs

The SAS System 08:23 Monday, May 19, 1997 29

## The ARIMA Procedure

Name of Variable = a12

Mean of Working Series	2641.29
Standard Deviation	4761.378
Number of Observations	114

### Autocorrelations

\*\* marks two standard errors

### Partial Autocorrelations

13	0.20988		-	****				
14	0.01564		-	-				
15	0.11243		-	**				
16	-0.08752		-	***				
17	-0.08321		-	**	-			
18	-0.00574		-	*	-			
19	-0.07227		-	*	-			
20	-0.05700		-	*	-			
21	-0.00797		-	-	-			
22	-0.10603		-	**	-			

The SAS System 08:23 Monday, May 19, 1997 22

#### The ARIMA Procedure

##### Partial Autocorrelations

Lag	Correlation	>1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1
23	0.02346		-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
24	-0.10317		-	-	-	-	**	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-

##### Autocorrelation Check for White Noise

To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	Autocorrelations								
6	1.22	6	0.9757	0.042	-0.034	-0.076	-0.037	-0.015	-0.004			
12	10.79	12	0.5466	0.041	0.010	0.200	0.131	-0.115	0.055			
18	17.97	18	0.4579	0.172	0.026	0.081	-0.098	-0.088	-0.001			
24	20.07	24	0.6929	0.015	-0.032	0.010	0.047	0.064	-0.082			

##### Conditional Least Squares Estimation

Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr >  t	Lag
MU	2582.1	548.31714	4.71	<.0001	0
AR1,1	0.21676	0.09599	2.26	0.0269	9

Constant Estimate 2022.388

Variance Estimate 22074048

Std Error Estimate 4698.303

AIC 2253.23

SBC 2258.703

Number of Residuals 114

\* AIC and SBC do not include log determinant.

##### Autocorrelation Check of Residuals

To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	Autocorrelations								
6	1.95	5	0.8554	0.013	-0.022	-0.096	-0.079	-0.016	-0.005			
12	7.27	11	0.7764	0.075	0.022	0.010	0.132	-0.110	0.078			
18	17.39	17	0.4281	0.185	0.018	0.108	-0.122	-0.104	-0.062			
24	19.44	23	0.6751	0.009	0.005	-0.007	0.016	0.078	-0.087			

```
Program untuk variabel kurs
data dewi;
    input y x3 ;
    label y='IHSI'
        x3='kurs$';
cards;
138.889 2122
133.333 2136
125.992 2144
130.952 2149
139.087 2155
130.952 2160
138.492 2169
172.024 2175
.
.
887.897 8726
;
proc arima data=dewi;
identify var=x3(1);
estimate q=(5);
/*---Crosscorrelation of prewhitened series----*/
identify var=y(1) crosscorr=(x3(1)) nlags=10;
run;
estimate input=(0$ x3);
run;
forecast out=a lead=12 id=date interval=month printall;
run;
data error;
set a;
at=residual;
at2=residual*residual;
run;
proc arima data=error;
identify var=at2;
run;
proc autoreg data=error;
model at=/archtest dwprob normal noint;
run;
proc arima data=error;
identify var=at2;
estimate p=(9);
run;
```

## Lampiran D

### Fungsi transfer multi input secara serentak

The SAS System				08:43 Friday, June 2, 2000 5							
The ARIMA Procedure											
Conditional Least Squares Estimation											
Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Pr >  t	Lag	Variable	Shift				
NUM1	-7.68675	3.49023	-2.20	0.0299	0	x1	6				
NUM2	3.32931	1.47116	2.26	0.0258	0	x2	9				
NUM3	-0.01400	0.0054259	-2.58	0.0113	0	x3	0				
Variance Estimate 2638.473											
Std Error Estimate 51.36606											
AIC 1128.119											
SBC 1136.081											
Number of Residuals 105											
* AIC and SBC do not include log determinant.											
Correlations of Parameter Estimates											
Variable		x1	x2	x3							
Parameter		NUM1	NUM2	NUM3							
x1	NUM1	1.000	0.117	0.031							
x2	NUM2	0.117	1.000	-0.115							
x3	NUM3	0.031	-0.115	1.000							
Autocorrelation Check of Residuals											
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----							
6	4.29	6	0.6379	0.090	0.020	-0.060	0.011				
12	13.72	12	0.3187	-0.053	0.059	-0.091	-0.133				
18	18.02	18	0.4542	0.014	0.112	-0.130	-0.047				
24	20.78	24	0.6517	-0.080	0.046	-0.042	0.067				
							-0.065				
							-0.040				
Autocorrelation Plot of Residuals											
Lag	Covariance	Correlation	-1 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 10	1 2 3 4 5 6 7 8 9 10	1 2 3 4 5 6 7 8 9 10	1 2 3 4 5 6 7 8 9 10	Std Error				
0	2638.473	1.00000		*****			0				
1	238.638	0.09045		- **			0.097590				
2	52.762696	0.02000		- +			0.098385				
3	-158.200	-0.05996		+ *	-		0.098424				
4	28.358671	0.01075		-	- +		0.098771				
5	-49.260110	-0.01887		-	- +		0.098782				
6	422.616	0.16017		- ***			0.098816				

The SAS System 08:43 Friday, June 2, 2000 6

The ARIMA Procedure

Autocorrelation Plot of Residuals

Lag	Covariance	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	Std Error
7	-140.327	-.05318		.	.	*		.																0.101258
8	156.114	0.05917		.	.	*		.																0.101524
9	-238.888	-.09054		.	.	**		.																0.101852
10	-350.972	-.13302		.	.	***		.																0.102616

'\*' marks two standard error

Partial Autocorrelations

Lag	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	
1	0.09045		.	.	*	**	.																
2	0.01191		.	.	*	**	.	.															
3	-0.06335		.	.	*	**	.	.															
4	0.02180		.	.	*	**	.	.															
5	-0.01954		.	.	*	**	.	.															
6	0.16124		.	.	*	***	.																
7	-0.08348		.	.	**	**	.																
8	0.06754		.	.	*	*	.																
9	-0.08725		.	.	**	**	.																
10	0.13459		.	.	***	***	.																

Model for variable y

Period(s) of Differencing 1

No mean term in this model.

The SAS System 08:43 Friday, June 2, 2000 7

The ARIMA Procedure

Input Number 1

Input Variable x1  
Shift 8  
Period(s) of Differencing 1  
Overall Regression Factor -7.68675

Input Number 2

Input Variable x2  
Shift 9  
Period(s) of Differencing 1  
Overall Regression Factor 3.329311

Input Number 3

Input Variable x3  
Period(s) of Differencing 1  
Overall Regression Factor -0.014



22 -0.02492 | | | | |  
The SAS System 08:43 Friday, June 2, 2000 13

## The ARIMA Procedure

## Partial Autocorrelations

Lag	Correlation	-1 9 8 7 6 5 4 3 2 1 0 1 2 3 4 5 6 7 8 9 1
23	0.13807	
24	-0.18115	****

## Autocorrelation Check for White Noise

To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	Autocorrelations							
6	1.64	5	0.9498	0.015	-0.047	-0.078	-0.051	-0.060	-0.010		
12	8.36	12	0.7861	0.113	-0.076	0.174	-0.082	-0.044	-0.001		
18	13.96	18	0.7318	0.161	0.000	-0.034	-0.034	-0.128	0.012		
24	20.36	24	0.6763	-0.058	-0.018	-0.019	0.057	0.104	-0.168		

The SAS System 08:43 Friday, June 2, 2000 14

## The AUTOREG Procedure

Dependent Variable at

## Ordinary Least Squares Estimates

SSE	269124.206	DFE	105
MSE	2563	Root MSE	50.62695
SBC	1122.11872	AIC	1122.11872
Regress R-Square	0.0000	Total R-Square	0.0000
Normal Test	1.0030	Pr > ChiSq	0.6056
Durbin-Watson	1.7976		

NOTE: No intercept term is used. R-squares are redefined.

## Q and LM Tests for ARCH Disturbances

Order	Q	Pr > Q	LM	Pr > LM
1	0.0057	0.9398	0.0188	0.8909
2	0.2390	0.8874	0.1826	0.9127
3	0.8406	0.8397	0.6073	0.8948
4	0.8923	0.9257	0.6191	0.9609
5	1.2705	0.9379	0.8553	0.9734
6	1.2722	0.9732	0.9005	0.9891
7	2.9397	0.8905	3.0282	0.8824
8	3.3425	0.9111	3.2103	0.9205
9	7.3598	0.5997	8.9360	0.4432
10	7.7625	0.6501	9.0105	0.5311
11	8.3380	0.6827	9.0669	0.6157
12	8.3397	0.7581	9.6310	0.6483

NOTE: No parameter estimates exist.

```
Program untuk fungsi transfer multi input secara serentak
data dewi;
input y x1 x2 x3 ;
cards;
138.889 1.25    8.83    2122
133.333 1.76    8.21    2136
125.992 0.70    8.45    2144
130.952 0.24    8.72    2149
139.087 0.52    9.66    2155
.
.
887.897 0.03    9.10    8726
;
proc arima data=dewi;
/*---Crosscorrelation of prewhitened series----*/
    identify var=y(1) crosscorr=(x1(1)x2(1) x3(1)) nlags=10;
run;
estimate input=(8$ x1) input=(9$ x2) input=(0$ x3)noconst plot;
run;
forecast out=a lead=12 id=date interval=month printall;
run;
data error;
set a;
at=residual;
at2=residual*residual;
run;
proc arima data=error;
identify var=at2;
run;
proc autoreg data=error;
model at=/archtest dwprob normal noint;
run;
```

## Lampiran E

IHSI	kurs	SBI	inflasi
138,889	2122	8,83	1,25
133,333	2136	8,21	1,76
125,992	2144	8,45	0,7
130,952	2149	8,72	0,24
139,087	2155	9,66	0,52
130,952	2160	9,94	0,12
138,492	2169	10,69	1,37
172,024	2175	10,87	0,89
183,532	2181	11,55	0,53
208,334	2186	11,99	0,89
205,358	2193	12,17	0,45
214,286	2200	12,44	0,52
211,31	2207	13,05	1,16
246,03	2212	13,66	1,31
235,12	2219	14,15	0,57
259,92	2227	14,34	1,69
316,47	2236	14,74	0,49
356,65	2246	14,74	0,16
378,47	2256	14,67	0,71
426,59	2266	14,08	0,32
418,65	2276	14,02	0,38
416,67	2285	13,99	0,64
454,37	2296	13,99	0,42
472,22	2307	13,99	0,79
559,52	2311	13,99	2,16
501,49	2322	13,92	1,71
484,62	2337	13,99	-0,61
510,91	2342	13,98	0,78
574,9	2354	13,99	0,06
525,79	2342	13,99	-0,07
432,54	2353	13,92	0,68
447,42	2363	13,96	0,27
448,41	2340	13,96	-0,04
429,56	2352	13,93	0,41
474,21	2368	13,4	0,57
500	2383	12,8	0,55
591,27	2396	12,16	1,03
472,22	2406	11,75	1,05
446,43	2418	11,07	-0,12
387,9	2433	10,72	0,56
389,88	2440	10,63	0,19
368,06	2450	10,5	-0,17
363,1	2599	10,87	0,66
248,02	3035	13,67	0,88
267,86	3275	22	1,09
249,01	3670	20,7	1,39

192,46	3648	20	0,79
164,68	5300	20	1,72
186,51	10175	20	7,17
202,38	8750	22	12,67
311,51	8325	27,75	5,27
207,34	7970	46,43	4,7
150,79	10525	58	5,24
80,36	14900	58	4,64
134,92	13000	70,81	8,56
83,33	11075	70,73	6,3
90,28	10700	68,76	3,75
119,05	7550	59,72	-0,27
194,44	7300	51,25	0,08
209,33	8068	38,44	1,42
226,19	8950	36,43	2,97
258,93	8730	37,5	1,26
281,75	8842	37,84	-0,18
444,44	8414	35,19	-0,68
547,62	8175	28,73	-0,28
626,98	6649	22,05	-0,34
662,7	6848	15,01	-1,05
632,94	7645	13,2	-0,93
586,31	8348	12,98	0
630,95	6900	13,06	0,06
662,7	7425	13,07	0,25
705,36	7100	11,94	1,73
663,69	7425	11,41	1,32
487,1	7505	11,02	0,07
500	7590	10,98	-0,45
455,36	7945	10,93	0,56
436,51	8620	10,91	0,84
503,97	8735	11,09	0,5
529,76	9003	13,04	1,28
490,08	8290	13,29	0,51
446,63	8780	13,32	-0,06
436,51	9395	13,56	1,16
557,54	9530	13,83	1,32
591,27	9595	14,31	1,94
581,349	9450	14,74	0,33
565,476	9835	14,79	0,87
470,238	10400	15,58	0,89
494,048	11675	16,09	0,46
575,397	11058	16,33	1,13
636,905	11440	16,65	1,67
632,937	9525	17,17	2,12
668,651	8865	17,67	-0,21
629,96	9675	17,57	0,64
595,238	10435	17,58	0,68
674,603	10430	17,6	1,71



634,921	10400	17,62	1,62
590,2	10320	16,93	1,99
585,31	10189	16,86	1,5
560,476	9655	16,76	-0,02
575,387	9316	16,61	-0,24
623,321	8785	15,51	0,8
598,235	8730	15,11	0,36
595,258	9108	14,93	0,82
632,937	8867	14,35	0,29
629,56	9015	13,22	0,53
598,45	9233	13,1	0,54
595,238	8976	13,06	1,85
595,456	8940	12,93	1,2
590,278	8870	12,69	0,8
585,317	8868	12,24	0,2
585,317	8869	11,4	-0,23
709,325	8720	11,06	0,15
763,889	8722	10,44	0,21
823,413	8680	9,53	0,09
887,897	8726	9,1	0,03