PEMODELAN VEKTOR AUTOREGRESIF X

TERHADAP VARIABEL MAKROEKONOMI DI INDONESIA

SKRIPSI

Disusun Oleh :

Nama : Bony Yudhistira Nugraha

NIM : J2E 004 216

PROGRAM STUDI STATISTIKA

JURUSAN MATEMATIKA

FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM

UNIVERSITAS DIPONEGORO

SEMARANG

2010

HALAMAN PENGESAHAN

Judul Skripsi : Pemodelan Vektor Autoregresif X terhadap variabel makroekonomi di Indonesia

Nama Mahasiswa : **BONY YUDHISTIRA NUGRAHA**

NIM : **J2E 004 216**

Telah Lulus Ujian Sarjana pada Tanggal :

Semarang, 12 Maret 2010

Panitia Penguji Ujian Sarjana

Program Studi Statistika Jurusan Matematika

Ketua,

Dra.Dwi Ispriyanti, M.Si
NIP. 19570914 1986 03 2001

Ketua Jurusan Matematika	Ketua Program Studi Statistika
Dr. Widowati, S. Si, M. Si	Dra. Suparti, M. Si
NIP. 19690214 1994 03 2002	NIP. 19650913 1990 03 2001

HALAMAN PENGESAHAN

Lembar 2

Judul Skripsi	:	Pemodelan Vektor Autoregresif X terhadap variabel makroekonomi di Indonesia
Nama Mahasiswa	:	**BONY YUDHISTIRA NUGRAHA**
NIM	:	**J2E 004 216**

Telah Lulus Ujian Sarjana pada Tanggal :

Semarang, 12 Maret 2010

Panitia Penguji Ujian Sarjana

Program Studi Statistika Jurusan Matematika

Pembimbing I	Pembimbing II
Di Asih I Maruddani, S.Si, M.Si	Sugito, S.Si, M.Si
NIP. 19730711 1997 02 2001	NIP. 19761019 2005 01 1001

KATA PENGANTAR

Alhamdulillah, puji Syukur penulis panjatkan kehadirat Allah SWT atas rahmat dan hidayah–Nya penulis dapat menyelesaikan Tugas Akhir dengan baik dan lancar. Tugas Akhir ini disusun sebagai salah satu syarat untuk memperoleh gelar Sarjana Strata Satu (S1) pada Program Studi Statistika, Jurusan Matematika, Fakultas MIPA, Universitas Diponegoro Semarang.

Tugas Akhir ini dapat tersusun atas bantuan berbagai pihak, baik langsung maupun tidak langsung, untuk itu penulis mengucapkan terima kasih kepada :

1. Ibu Dr. Widowati, S.Si, M.Si selaku Ketua Jurusan Matematika Fakultas MIPA Universitas Diponegoro.
2. Ibu Dra. Suparti, M.Si selaku Ketua Program Studi Statistika Fakultas MIPA Universitas Diponegoro.
3. Ibu Di Asih I Marudddani, S.Si, M.Si selaku dosen pembimbing I serta dosen wali yang telah memberikan motivasi, bimbingan, dan pengarahan semasa kuliah.
4. Bapak Sugito, S.Si, M.Si selaku dosen pembimbing II yang telah memberikan memberikan motivasi, bimbingan, dan pengarahan semasa kuliah.
5. Rekan-rekan mahasiswa Statistika angkatan 2004 yang telah banyak memberikan bantuan dan motivasi.
6. Semua pihak yang tidak dapat disebutkan satu per satu yang telah banyak membantu penulis.

Penulis sadar bahwa Tugas Akhir ini masih jauh dari sempurna, untuk itu penulis mengharapkan kritik dan saran yang membangun guna perbaikan lebih lanjut.

Akhir kata semoga Tugas Akhir ini dapat bermanfaat bagi semua pihak.

Semarang, 12 Maret 2010

Penulis

ABSTRAK

Metode VARX adalah salah satu metode runtun waktu multivariat yang digunakan untuk mencari pemodelan dan hubungan dinamis antara variabel endogen dengan variabel eksogen. Model VARX merupakan pengembangan dari model Vektor Autoregresif (VAR) yang menggunakan variabel eksogen dalam sistem persamaannya. Model VARX juga merupakan turunan dari model Vektor Autoregresif Moving-Average X (VARMAX).

Permasalahan yang akan dibahas adalah bagaimana pemodelan VARX terhadap beberapa variabel makroekonomi di Indonesia. Variabel-variabel tersebut adalah nilai kurs mata uang rupiah terhadap dollar Amerika Serikat, tingkat suku bunga bank di Indonesia dan Tingkat inflasi yang terjadi di Amerika Serikat.

Penelitian ini dilakukan untuk menganalisis hubungan antara nilai kurs mata uang rupiah terhadap dollar Amerika Serikat, tingkat suku bunga bank di Indonesia dan Tingkat inflasi yang terjadi di Amerika Serikat. Metode yang digunakan untuk analisis variabel-variabel makroekonomi adalah metode VARX (*Vektor Autoregresif X*).

Uji kausalitas Granger digunakan untuk mengetahui hubungan antara variabel satu dengan variabel yang lain. Uji kausalitas Granger juga dapat digunakan untuk menguji kekuatan eksogenitas sebuah variabel dalam model VARX.

Penggunaan metode VARX dengan menggunakan variabel endogen yaitu nilai tukar mata uang rupiah terhadap dollar Amerika dan tingkat suku bunga bank di Indonesia serta variabel eksogen yaitu tingkat inflasi di Amerika Serikat menghasilkan model terbaik berdasarkan nilai AIC yaitu model VARX(1,1).

Kata kunci : VARX, VAR, AIC, Kausalitas Granger

ABSTRACT

VARX method is one of method used to find model and find dinamic correlation between endogen variable and exogen variable. VARX model is form of Vektor Autoregression (VAR) use exogen variable in the VAR equation system. VARX model also differential from Vektor Autoregression Moving-Average X (VARMAX).

The major problems that how to applicate VARX model in the Indonesian macroeconomics. They are Indonesian rupiahs to US dollar exchange rate, Indonesian interest rate and US inflation rate.

The purpose of this paper to analyze correlation of Indonesian rupiahs to US dollar exchange rate, Indonesian interest rate and US inflation rate. The analyze tool that will be used is Vector Autoregression X(VARX) Analysis.

Granger's causality test is used to know relationship among one variable with another variable. Granger's causality test can also used to test exogeneity strength in the variable where it's in VARX model.

VARX method function use endogen variable such as Indonesian rupiahs to US dollar exchange rate and Indonesian interest rate with exogen variabel such as US inflation base on AIC value generate best model ie. VARX(1,1) model.

Key word : VARX, VAR, AIC, *Granger Causality*

DAFTAR ISI

DAFTAR SIMBOL

$\mathbf{A}$	:	Matriks berukuran *m* x *n*
$\mathbf{A}^t$	:	Matriks *Transpose* berukuran *n* x *m*
$\mathbf{I}$	:	Matriks identitas berukuran *m* x *m*
$\mathbf{A}^{-1}$	:	Matriks invers dari matriks A
$\lvert\mathbf{A}\rvert$	:	Determinan matriks A
$\mathbf{\Gamma}(k)$	:	Kovarian matriks
Z_t	:	Variabel Z pada waktu ke-t.
$E(Z_t)$	:	Mean untuk Z_t.
$Var(Z_t)$:	:	Variansi untuk Z_t.
$Cov(Z_{t+k},Z_t)$	:	Kovariansi antara Z_t dan Z_{t+k}.
γ_k	:	Koefisien autokovariansi pada lag ke-k.
ρ_k	:	Koefisien autokorelasi pada lag ke-k.
ϕ	:	Parameter autoregresif pada derajat p.
ε_t	:	Residual pada observasi / waktu ke-t.
Z_{t-1}	:	Variabel Z pada waktu ke t-1.
ϕ^*	:	Polinomial autoregresif pada hasil diferensi ($\phi - 1$).
$\hat{\phi}^*$	:	Estimasi untuk ϕ^*.
SE($\hat{\phi}^*$)	:	Standar residual yang diestimasi dari $\hat{\phi}^*$.
t^*	:	Rasio t / Statistik Dickey-Fuller.
ϕ_{kk}	:	Koefisien autokorelasi Parsial pada lag ke-k.
p	:	Tingkat / derajat dari model autoregresif.

q	:	Tingkat / derajat dari model Moving-Average.
B	:	Operator langkah mundur (backshift operator).
σ_Z^2	:	Variansi dari Z_t (Var(Z_t)).
σ_e^2	:	Variansi dari residual ε_t.
ϕ(B)	:	Operator autoregresif dengan derajat p.
θ(B)	:	Operator *moving-average* dengan derajat q.
k	:	Lag maksimum yang dilakukan.
μ	:	Mean
σ	:	Standar deviasi
α	:	Tingkat signifikansi

DAFTAR LAMPIRAN

BAB I

PENDAHULUAN

I.1 Latar Belakang

Rentannya perubahan perekonomian nasional terjadi karena gejolak eksternal yang diakibatkan oleh perubahan pada indikator-indikator makroekonomi di Indonesia. Pada tahun 2007, perekonomian Indonesia meningkat sekitar 6% dimana nilai tukar rupiah terhadap dollar AS menguat, serta laju inflasi sesuai dengan sasaran yang ditetapkan. Kondisi tersebut lebih baik daripada yang terjadi pada tahun 2006, dimana pada tahun tersebut tingkat inflasi tertinggi mencapai 17,92%. Perkembangan nilai tukar rupiah pada tahun 2007 cenderung stabil secara rata-rata, nilai tukar rupiah mencapai Rp. 9.140 per dollar AS atau menguat 0.3%. Kestabilan nilai tukar rupiah berimbas pada tingkat inflasi. Tingkat inflasi yang terjadi sesuai dengan sasaran yang ditetapkan oleh pemerintah yaitu sekitar 6.59%. Seiring dengan membaiknya prospek perekonomian, Bank Indonesia secara bertahap menurunkan tingkat suku bunga hingga 8% atau lebih rendah 175 basis point dibandingkan dengan tahun sebelumnya.

Anjloknya bursa saham Wallstreet di Amerika Serikat pada akhir tahun 2008 mengakibatkan terjadinya krisis global. Dampak dari krisis global tersebut, perekonomian Indonesia pada akhir tahun 2008 mengalami pelemahan menjadi sebesar 4%. Pada masa-masa itu, nilai tukar rupiah terhadap dollar AS mengalami pelemahan rata-rata sebesar 5,4% atau mencapai Rp.9.666 per dollar AS. Tingkat inflasi tercatat mengalami kenaikan dibandingkan dengan tahun 2007 menjadi 11,06% (http://www.bi.go.id).

Terjadinya perubahan ekonomi yang bersifat fluktuatif dari tahun ke tahun menyebabkan kejadian ekonomi di tahun-tahun mendatang menjadi sulit untuk diprediksi. Salah satu cara untuk mencari prediksi suatu kejadian ekonomi antara lain membuat suatu model persamaan yang terdiri dari beberapa variabel ekonomi kemudian meramalkan sesuai persamaan yang didapat. Sedangkan cara yang lain yaitu dengan mencari besarnya hubungan antar variabel. Hubungan yang diperoleh digunakan untuk mengetahui pengaruh perubahan salah satu variabel ekonomi terhadap variabel ekonomi yang lain. Untuk variabel makroekonomi seperti tingkat suku bunga, tingkat inflasi, dan nilai tukar mata uang dapat dipengaruhi oleh beberapa faktor antara lain faktor internal dan faktor eksternal. Faktor internal meliputi perubahan variabel ekonomi makro yang terjadi di dalam negeri, sedangkan faktor eksternal berupa perubahan variabel ekonomi makro yang terjadi di luar negeri. Sebagai contoh, tingkat inflasi di Amerika Serikat sangat mempengaruhi tingkat perekonomian makro di Indonesia karena Amerika Serikat merupakan negara yang menjadi basis perekonomian di dunia dimana perubahan perekonomian yang terjadi di Amerika Serikat diperkirakan dapat mempengaruhi perekonomian negara lain. Oleh karena itu, untuk mencari model persamaan yang terdiri dari beberapa variabel ekonomi serta mencari besarnya pengaruh variabel ekonomi satu dengan yang lain dapat digunakan suatu analisis statistika yang dinamakan analisis runtun waktu multivariat.

Ada beberapa metode analisis runtun waktu multivariat, antara lain Vektor Autoregresif dan Vektor Autoregresif X. Vektor Autoregresif adalah suatu analisis runtun waktu multivariat yang terdiri dari beberapa variabel endogen yang dapat digunakan untuk menjelaskan perubahan data serta hubungan interdependensi (hubungan timbal balik) antar variabel-variabel endogen dalam ekonometrik. Sedangkan model Vektor Autoregresif X adalah analisis runtun waktu multivariat yang terdiri dari variabel eksogen dan variabel endogen yang dapat digunakan untuk menjelaskan perubahan data serta hubungan antara variabel eksogen dengan variabel endogen dalam suatu model.

Berdasarkan uraian di atas, maka akan digunakan metode Vektor Autoregresif X untuk menjelaskan hubungan variabel-variabel yang berhubungan dengan perekonomian di Indonesia yaitu nilai tukar mata uang rupiah terhadap dollar Amerika Serikat dan tingkat suku bunga bank di Indonesia sebagai variabel endogen serta tingkat inflasi di Amerika Serikat sebagai variabel eksogen.

1.2 Perumusan Masalah

Perumusan masalah dalam penelitian ini adalah bagaimana memodelkan Vektor Autoregresif X dengan menggunakan studi kasus nilai kurs rupiah terhadap dollar Amerika, tingkat suku bunga bank di Indonesia sebagai variabel endogen dan tingkat inflasi di Amerika Serikat sebagai variabel eksogen.

1.3 Pembatasan Masalah

Adapun batasan masalah dalam penelitian ini yaitu analisis statistika yang digunakan untuk memodelkan nilai kurs rupiah terhadap dollar Amerika, tingkat suku bunga bank Indonesia, dan tingkat inflasi di Amerika Serikat menggunakan metode Vektor Autoregresif X pada periode Januari 2005 hingga bulan September 2009.

1.4 Tujuan

Berdasarkan latar belakang di atas, penulisan tugas akhir ini bertujuan :

1. Mengetahui peranan analisis statistika dalam bidang ekonomi menggunakan metode Vektor Autoregresif X.
2. Mengetahui cara memodelkan nilai kurs rupiah terhadap dollar Amerika Serikat, tingkat suku bunga bank Indonesia, dan tingkat inflasi di Amerika Serikat menggunakan metode Vektor Autoregresif X pada periode bulan Januari 2005 hingga bulan September 2009.

1.5 Sistematika Penulisan

Tugas Akhir yang berjudul pemodelan Vektor Autoregresif X menggunakan studi kasus makroekonomi di Indonesia ini terdiri dari empat bab, yaitu : Bab I berisi pendahuluan, yang membahas mengenai latar belakang permasalahan; Tujuan penulisan; Pembatasan masalah dan sistematika penulisan.

Bab II berisi teori penunjang, yang menjelaskan mengenai nilai tukar mata uang, inflasi, dan tingkat suku bunga; Matriks dan operasi matriks; Distribusi normal multivariat dan uji asumsinya; Pengertian analisis runtun waktu; Fungsi korelasi dan kovariansi matriks; Model Autoregresif, Moving Average, dan Autoregresif Moving Average; Variabel lag; Stasioneritas data dan pengujiannya.

Bab III berisi penjelasan mengenai Vektor Autoregresif X yang diawali dengan Vektor Autoregresif; Pembatasan VAR; Kausalitas Granger dan pengujiannya; Vektor Autoregresif Moving-Average X; bentuk umum Vektor Autoregresif X; Penentuan orde Vektor Autoregresif X; dan Pemodelan Vektor Autoregresif X menggunakan studi kasus data kurs nilai tukar mata uang rupiah terhadap dollar Amerika Serikat dan tingkat suku bunga bank di Indonesia sebagai variabel endogen serta tingkat inflasi di Amerika Serikat sebagai variabel eksogen;

Bab IV Kesimpulan, berisi kesimpulan yang dapat diambil dari pembahasan dari permasalahan yang ada.

BAB II

TEORI PENUNJANG

2.1 MATRIKS

Definisi Matriks

Suatu matriks adalah kumpulan elemen atau angka yang disusun menurut baris dan kolom sehingga berbentuk empat persegi panjang yang dapat ditulis sbb :

$$\mathbf{A} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & \cdots & a_{1j} & \cdots & a_{1n} \\ a_{12} & a_{22} & \cdots & & & a_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & & & \\ a_{i1} & a_{i2} & \cdots & a_{ij} & \cdots & a_{in} \\ \vdots & \vdots & & & \ddots & \\ a_{m1} & a_{m2} & \cdots & a_{mj} & \cdots & a_{mn} \end{bmatrix}$$

atau

$$\mathbf{A}_{mxn} = \{a_{ij}\}, \qquad i = 1,2,\ldots,m$$

$$j = 1,2,\ldots,n$$

$\mathbf{A}_{mxn}$ dibaca matriks m kali n, artinya mempunyai m baris dan n kolom. $\mathbf{A}_{ij}$ merupakan elemen matriks **A** dari baris i dan kolom j, i dan j merupakan *subscript* atau *index*, yaitu penunjuk lokasi atau letak elemen baris dan kolom misalnya a_{ij} dibaca a dengan baris i dan kolom j (Supranto : 2005).

Skalar

Skalar adalah suatu bilangan konstan, bisa dianggap sebagai matriks yang terdiri dari 1 baris dan 1 kolom, setiap elemen merupakan skalar (Supranto : 2005).

Vektor Kolom dan Baris

Vektor kolom merupakan matriks yang terdiri dari m baris dan 1 kolom, sedangkan vektor baris terdiri dari 1 baris dan n kolom, sebagai berikut :

$$\underset{\sim}{\mathbf{X}} = \begin{bmatrix} x_1 \\ x_2 \\ \vdots \\ x_i \\ \vdots \\ x_m \end{bmatrix}, \text{ untuk kolom}$$

$$\underset{\sim}{\mathbf{X}} = \begin{bmatrix} x_1 & x_2 & \ldots & x_j & \ldots & x_n \end{bmatrix} \text{ untuk baris}$$

(Supranto : 2005).

Matrik Transpose

$\mathbf{A}^t$ merupakan matriks *transpose* dari matriks **A** jika baris dan kolom **A** menjadi kolom dan baris $\mathbf{A}^t$. Misalkan matriks A terdiri dari m baris dan k kolom.

$$\mathbf{A} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \end{bmatrix} \text{ maka}$$

$$\mathbf{A}^t = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \\ a_{31} & a_{32} \end{bmatrix}$$

Berlaku :

1. $(\mathbf{A}^t)^t = \mathbf{A}$ (2.1)
2. $\mathbf{C} = \mathbf{A}+\mathbf{B}$, maka $\mathbf{C}^t = (\mathbf{A}+\mathbf{B})^t = \mathbf{A}^t+\mathbf{B}^t$ (2.2)
3. $(\mathbf{AB})^t = \mathbf{B}^t\mathbf{A}^t$ (2.3)
4. $\mathbf{I}^t = \mathbf{I}$ (2.4)

5. $k^t = k$ (transpose konstan = skalar, tetap sama) (2.5)

6. $(k\mathbf{A})^t = k\mathbf{A}^t$ (2.6)

7. Jika **A** matriks bujursangkar dan $\mathbf{A} = \mathbf{A}^t$, maka **A** simetris (2.7)

(Supranto : 2005)

Matriks Bujur Sangkar

Suatu matriks disebut matriks bujur sangkar jika banyaknya baris sama dengan banyaknya kolom. Contoh :

Matriks **A** memiliki 2 baris dan 2 kolom maka notasinya adalah :

$$\mathbf{A}_{2x2} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}$$

(Supranto : 2005)

Matriks Diagonal

Suatu matriks bujur sangkar disebut matriks diagonal jika elemen pada diagonal pokok paling sedikit ada satu yang nilainya tidak nol, sedangkan elemen lainnya nol.

$$\mathbf{D} = \{d_{ji}\}, \qquad i = j = 1,2,\ldots,n$$

$$d_{ij} = 0, \text{ untuk } i \neq j$$

$$\mathbf{D} = \begin{bmatrix} 2 & 0 & 0 \\ 0 & 4 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \text{ atau } \mathbf{D} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 0 & 5 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}$$

(Supranto : 2005)

Matriks Simetris

Suatu matriks bujur sangkar disebut matriks simetris jika elemen di bawah diagonal merupakan cermin dari elemen di atas diagonal. Jika **A** simetris maka transpose **A** yaitu $\mathbf{A}^t = \mathbf{A}$, artinya elemen a_{ij} dari **A** sama dengan a_{ji} dari $\mathbf{A}^t$ (Supranto : 2005).

Perkalian Matriks

Perkalian matriks $\mathbf{A}_{ixk}$ dan $\mathbf{B}_{kxj}$ menghasilkan $\mathbf{C}_{ixj}$ artinya jika matriks **A** memiliki i baris dan k kolom dikalikan dengan matriks **B** yang memiliki k baris dan j kolom maka menghasilkan matriks **C** yang memiliki i baris dan j kolom. dimana

$$\mathbf{C}_{ixj} = \mathbf{A}_{ixk} \text{ x } \mathbf{B}_{kxj}, \qquad \text{dimana } i = 1,2,\ldots,m;\ j = 1,2,\ldots,n$$

Elemen $\mathbf{C}_{ij}$ dari baris i dan kolom j dari **C** diperoleh dengan jalan mengalikan setiap elemen dari baris i baris matriks **A** dengan setiap elemen dari kolom j matriks **B** (banyaknya kolom **A** harus sama dengan baris **B**). Kemudian menjumlahkan semua hasil kali tersebut.

Contoh :

$$\mathbf{A} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \end{bmatrix} \quad \mathbf{B} = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{A}_{2x3}\mathbf{B}_{3x3} = \mathbf{C}_{2x3}$$

$$\mathbf{C} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix}$$

$$= \begin{bmatrix} a_{11}b_{11} & a_{12}b_{21} & a_{13}b_{31} \\ a_{21}b_{21} & a_{22}b_{22} & a_{23}b_{32} \\ & & \end{bmatrix}$$

dimana : $\sum_{k=1}^{3} a_{1k}b_{k1} = a_{11}b_{11} + a_{12}b_{21} + a_{13}b_{31}$

$$\sum_{k=1}^{3} a_{1k} b_{k2} = a_{11}b_{11} + a_{12}b_{21} + a_{13}b_{32}$$

$$\vdots$$

$$\sum_{k=1}^{3} a_{2k} b_{k2} = a_{21}b_{12} + a_{22}b_{22} + a_{23}b_{32}$$

Sifat-sifat perkalian matriks :

- Tidak komutatif, $\mathbf{AB} \neq \mathbf{BA}$ (2.8)
- **AB** = **BA**, jika **AB** = **I** atau **B** = $\mathbf{A}^{-1}$ (2.9)
- Asosiatif, **ABC** = (**AB**)**C** = **A**(**BC**) (2.10)
- Distributif, **A**(**B**+**C**) = **AB**+**AC** (2.11)

(Supranto : 2005)

Determinan Matriks

Pada setiap matriks bujur sangkar **A** selalu ada suatu skalar yang disebut determinan, dengan simbol det (**A**) atau |**A**|, dimana || berarti "determinan dari".

1. $\mathbf{A} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}$ maka $|\mathbf{A}| = a_{11}a_{22} - a_{12}a_{21}$ (2.12)

2. $\mathbf{B} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{bmatrix}$

$$|\mathbf{B}| = a_{11}a_{22}a_{33} + a_{12}a_{23}a_{31} + a_{13}a_{21}a_{32} - a_{13}a_{22}a_{31} - a_{11}a_{23}a_{32} - a_{12}a_{21}a_{33} \qquad (2.13)$$

3. $\mathbf{C} = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & \ldots & a_{1n} \\ a_{21} & a_{22} & \ldots & a_{2n} \\ \vdots & \ddots & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ a_{n1} & & \ldots & a_{nn} \end{bmatrix}$

Nilai determinan sembarang matriks **C** dihitung melalui ekspansinya atas kofaktor-kofaktornya. Kofaktor didefinisikan sebagai berikut :

$$\text{kof}(i,j) = (-1)^{i+j} \det(a_{ij}).$$

Disini a_{ij} adalah matriks **C** dengan elemen-elemen baris i dan elemen-elemen kolom j dibuang. Sebagai contoh, matriks **C** diexpansi atas dasar baris 3. Nilai determinan **C** adalah

$$\det(\mathbf{C}) = a_{31}\,\text{kof}(3,1) + a_{32}\,\text{kof}(3,2) + \ldots + a_{3n}\,\text{kof}(3,n). \qquad (2.14)$$

Dalam hal ini,

$$\text{kof}(3,1) = (-1)^{3+1} \det(0)$$

$$\text{kof}(3,2) = (-1)^{3+2} \det(0)$$

$$\ldots\ldots\ldots\ldots$$

$$\text{kof}(3,n) = (-1)^{3+n} \det(0)$$

Suatu matriks bujur sangkar **A** mempunyai invers jika dan hanya jika det(**A**) $\neq$ 0 atau disebut dengan matriks non singular. Sedang suatu matriks merupakan matriks singular jika baris atau kolom matriks tersebut *linear dependent* dan det(**A**) bernilai 0.

Sifat-sifat determinan matrik **A**, diantaranya :

1. *det*($\mathbf{A}^t$) = *det*(**A**)
2. Jika semua elemen baris atau kolom matrik **A** adalah 0, maka *det*(**A**) = 0.
3. Jika matrik **A** memiliki dua baris atau kolom yang identik, maka *det*(**A**) = 0.

Jika **A** matrik segitiga maka *det*(**A**) sama dengan hasil kali elemen-elemen diagonal **A** (Supranto : 2005).

Matrik Kebalikan (Invers Matrix)

Matrik **A** berukuran *n x n* dikatakan memiliki invers matrik jika ada matrik **B** sehingga **AB** = **BA** = $\mathbf{I}_n$. Matrik **B** disebut sebagai invers matrik **A**, dan dinotasikan $\mathbf{A}^{-1}$.

Beberapa sifat invers adalah sebagai berikut :

- $(\mathbf{AB})^{-1} = \mathbf{B}^{-1}\mathbf{A}^{-1}$ (2.15)
- $\mathbf{I}^{-1} = \mathbf{I}$ (2.16)
- $(\mathbf{A}^{-1})^t = (\mathbf{A}^t)^{-1}$ (2.17)

(Supranto : 2005)

Matriks Definit Positif

Jika **A** merupakan matriks definit positif maka :

1. **A** tak singular
2. det (**A**) > 0
3. Submatriks utama a_1, a_2, a_3, ... , a_n dari **A** semuanya adalah definit positif.
4. **A** dapat direduksi menjadi matriks segitiga atas hanya dengan menggunakan operasi baris III dan semua elemen-elemen porosnya adalah positif. **A** difaktorkan ke dalam hasil kali $\mathbf{LDL}^t$ dimana **L** adalah matriks segitiga bawah dengan elemen-elemen **I** sepanjang diagonal dan **D** adalah suatu matriks diagonal yang entri-entri diagonalnya positif semua.
5. **A** dapat difaktorkan ke dalam suatu hasil kali $\mathbf{LL}^t$ dimana **L** adalah matriks segitiga bawah dengan elemen-elemen diagonal positif.

(Linear Algebra with Applications : 1998)

2.2 DISTRIBUSI NORMAL MULTIVARIAT

Distribusi normal multivariat merupakan generalisasi dari distribusi normal univariat. Fungsi densitas probabilitas distribusi normal univariat sebagai berikut:

$$f(z) = \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma^2}} e^{\frac{1}{2}\left(\frac{z-\mu}{\sigma}\right)^2} \tag{2.18}$$

Fungsi densitas normal dengan mean μ dan variansi σ^2 ditulis dengan notasi

$$N(\mu, \sigma^2)$$

Dengan kuantitas fungsi densitas normal

$$\left(\frac{z-\mu}{\sigma}\right)^2 = (z-\mu)(\sigma^2)^{-1}(z-\mu) \tag{2.19}$$

Diperluas untuk vektor **z** dengan dimensi p menjadi

$$(\mathbf{z}-\boldsymbol{\mu})^t\, \boldsymbol{\Sigma}^{-1}(\mathbf{z}-\boldsymbol{\mu}) \tag{2.20}$$

Dimana **μ** adalah vektor mean dengan ukuran px1 yang menunjukkan nilai harapan dari vektor random **z**, dan **Σ** adalah matrik varians-kovarian dan merupakan matriks definit positif dari **z** yang berukuran pxp.

Dengan demikian densitas normal multivariat p dimensi untuk vektor **z** adalah sebagai berikut:

$$f(\mathbf{z}) = \frac{1}{\left(\sqrt{2\pi}\right)^p |\Sigma|^{1/2}} e^{-(z-\mu)^t \Sigma^{-1} (z-\mu)/2} \tag{2.21}$$

(Haryatmi : 2004)

Jika diberikan x_1, x_2, ..., x_p residual sampel dari populasi distribusi yang tidak diketahui. Untuk melakukan uji normal multivariat, dapat digunakan prosedur sebagai berikut :

1. Tentukan $d_j^2 = (\mathbf{X}_j - \overline{\mathbf{X}})^t \mathbf{S}^{-1} (\mathbf{X}_j - \overline{\mathbf{X}})$, j = 1,2,…..,n

   dimana :

   d_j^2 = nilai kuadrat jarak

   $\mathbf{S}^{-1}$= invers matrik varian-kovarian residual sampel

   $\overline{\mathbf{X}}$ = vektor rata-rata residual sampel.

2. Urutkan d_j^2 sesuai dengan urutan naik.

3. Tentukan x_j kuantil Chi Kuadrat 100% dengan q = $\frac{(j-0.5)}{n}$,

   j=1,2,….,n dan df =k.

4. Plot pasangan (x_j, d_j^2), j = 1,2,…..,n.

Jika hasil plot berpola linier (mengikuti garis lurus), maka residual sampel dapat diasumsikan berasal dari populasi berdistribusi normal multivariat (Johnson : 1982).

Pengujian asumsi distribusi normal multivariat adalah sebagai berikut :

Uji Hipotesis

H_0 : residual sampel berdistribusi normal multivariat

H_1 : residual sampel tidak berdistribusi normal multivariat

Tingkat Signifikansi

α

Statistik Uji

$$d_j^2 = (\mathbf{X}_j - \overline{\mathbf{X}})^t \mathbf{S}^{-1} (\mathbf{X}_j - \overline{\mathbf{X}}) \text{ ,j=1,2,…..,n} \qquad (2.22)$$

dimana :

$\mathbf{X}_j$ = pengamatan ke-j

$\mathbf{S}^{-1}$ = invers matrik varian-kovarian sampel

$\overline{\mathbf{X}}$ = vektor rata-rata sampel

Kriteria Uji

Tolak Ho jika lebih dari 50% nilai-nilai $d_j^2 \leq \chi^2_{p;0.5}$

Pengambilan Keputusan

Penolakan H_0 menyimpulkan bahwa residual sampel tidak berdistribusi normal multivariat (Haryatmi : 2004).

2.3 ANALISIS RUNTUN WAKTU

Analisis runtun waktu adalah analisis yang bertujuan untuk mempelajari atau membuat mekanisme model stokastik yang memberikan reaksi runtun waktu yang diobservasi dan memprediksi nilai runtun waktu yang akan datang didasarkan pada histori itu sendiri (Soejoeti : 1987).

2.4 FUNGSI KORELASI DAN KOVARIANSI MATRIKS

Misal suatu vektor time series $\mathbf{Z}_{i,t}$ = $[Z_{1,t}, Z_{2,t}, \ldots, Z_{k,t}]^t$, $t = 0, \pm1, \pm2, .., n$ yang stasioner ada $E[\mathbf{Z}_{i,t}] = \boldsymbol{\mu}_i$ konstan untuk i = 1, 2, …, m. Dengan mean vektor :

$$E[\boldsymbol{Z}_t] = \boldsymbol{\mu} = \begin{bmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \\ \vdots \\ \mu_m \end{bmatrix}$$

Maka kovarian matriksnya

$$\boldsymbol{\Gamma}(\mathrm{k}) = \operatorname{cov}\,(\mathbf{Z}_t, \mathbf{Z}_{t+k}) = E\lfloor(\mathbf{Z}_t - \boldsymbol{\mu})(\mathbf{Z}_{t+k} - \boldsymbol{\mu})^t\rfloor$$

$$= E\left(\begin{bmatrix} Z_{1,t} - \mu_1 \\ Z_{2,t} - \mu_2 \\ \vdots \\ Z_{m,t} - \mu_m \end{bmatrix}\left[\left(Z_{1,t+k} - \mu_1\right) \quad \left(Z_{2,t+k} - \mu_2\right) \quad \cdots \quad \left(Z_{p,t+k} - \mu_m\right)\right]\right)$$

$$= \begin{bmatrix} \gamma_{11}(k) & \gamma_{12}(k) & \cdots & \gamma_{1k}(k) \\ \gamma_{21}(k) & \gamma_{22}(k) & \cdots & \gamma_{2k}(k) \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \gamma_{m1}(k) & \gamma_{m2}(k) & \cdots & \gamma_{mm}(k) \end{bmatrix}$$

$$= cov(\mathbf{Z}_{t-k}, \mathbf{Z}_t) \qquad (2.23)$$

dimana

$$\boldsymbol{\gamma}_{\mathrm{ij}}(\mathrm{k}) = E\lfloor(\mathbf{Z}_{i,t} - \boldsymbol{\mu}_i)(\mathbf{Z}_{j,t+k} - \boldsymbol{\mu}_j)\rfloor = E\lfloor(\mathbf{Z}_{i,t-k} - \boldsymbol{\mu}_i)(\mathrm{Z}_{j,t} - \boldsymbol{\mu}_j)\rfloor \qquad (2.24)$$

untuk $k = 0, \pm 1, \ldots, n$; $i = 1, 2, \ldots, m$ dan $j = 1, 2, \ldots, m$

Jika $i=j$, $\gamma_{\mathrm{ii}}(\mathrm{k})$ disebut fungsi autokovariansi matriks. Jika $i \neq j$, $\gamma_{\mathrm{ii}}(\mathrm{k})$ disebut fungsi cross-kovariansi antara $\mathbf{Z}_{\mathrm{i,t}}$ dan $\mathbf{Z}_{\mathrm{j,t}}$. Matriks $\boldsymbol{\Gamma}(0)$ disebut matriks untuk proses $\mathbf{Z}_{\mathrm{t}}$. Fungsi korelasi matriks untuk varian-kovarian vektor $\mathbf{Z}_{\mathrm{t}}$ didefinisikan sebagai berikut :

$$\mathbf{P}_{\mathrm{k}} = \mathbf{D}^{-\frac{1}{2}}\Gamma(k)\mathbf{D}^{-\frac{1}{2}} = \boldsymbol{\rho}_{ij}(k) \qquad (2.25)$$

dimana i =1, 2, …, m dan j = 1, 2, …, m dan **D** adalah matriks diagonal dengan elemen diagonal ke-i adalah variansi proses ke-i.

$$\mathbf{D} = diag\left[\gamma_{11}(0), \gamma_{22}(0), \ldots, \gamma_{mm}(0)\right]$$

Fungsi autokorelasi ke-i untuk proses $\mathbf{Z}_{\mathrm{i,t}}$ adalah $\boldsymbol{\rho}_{ii}(k)$.

Sedangkan fungsi *cross correlation* antara $\mathbf{Z}_{i,t}$ dan $\mathbf{Z}_{j,t}$ adalah

$$\boldsymbol{\rho}_{ij}(k) = \frac{\boldsymbol{\gamma}_{ij}(k)}{\left[\boldsymbol{\gamma}_{ii}(0)\ \ \boldsymbol{\gamma}_{jj}(0)\right]^{1/2}} \tag{2.26}$$

Dalam runtun waktu multivariat berlaku :

- $\boldsymbol{\rho}_{ij}(k) \neq \boldsymbol{\rho}_{jt}(k) \quad \textit{untuk } i \neq j$
- $\boldsymbol{\Gamma}(k) = \boldsymbol{\Gamma}^{t}(-k)$
- $\boldsymbol{\rho}(k) = \boldsymbol{\rho}^{t}(-k)$

(Wei : 1990)

2.5 MODEL AUTOREGRESIF (AR)

Proses autoregresif digunakan untuk mendeskripsikan suatu keadaan dimana nilai sekarang dari suatu deret waktu bergantung pada nilai-nilai sebelumnya (Z_{t-1}, Z_{t-2},...) ditambah dengan residual a_t.

Bentuk umum suatu proses autoregresif tingkat p (AR(p)) adalah

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + ... + \phi_p Z_{t-p} + a_t \tag{2.27}$$

Jadi dapat dipandang Z_t diregresikan pada p nilai Z yang lalu. Persamaan (2.27) dapat ditulis

$$\phi(\mathrm{B}) Z_t = a_t \tag{2.28}$$

B merupakan operator backshift, dimana $B(Z_t) = Z_{t-1}$, $B^p \phi_p\ (Z_t) = Z_{t-p}$ dengan $\phi(\mathrm{B}) = 1 - \phi_1 \mathrm{B} - \phi_2 \mathrm{B}^2 - .... - \phi_p \mathrm{B}^p$. $\phi(\mathrm{B})$ dinamakan operator AR(p). Selanjutnya pandang proses AR(1) dengan model $Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + a_t$ dengan suku residual $a_t \sim \mathrm{N}(0;\sigma_a^2)$ dan model ini dianggap stasioner. Karena a_t *independent* dengan Z_{t-1}, Maka variannya adalah

$$\text{Var}(Z_t) = \phi^2 \text{Var}(Z_{t-1}) + \text{Var}(a_t)$$

$$\sigma_Z^2 = \phi^2 \sigma_Z^2 + \sigma_a^2$$

$$\sigma_Z^2 = \frac{\sigma_a^2}{(1-\phi^2)} \qquad (2.29)$$

Supaya σ_Z^2 berhingga dan tidak negatif, haruslah $-1 < \phi < 1$. Ketidaksamaan inilah yang merupakan syarat supaya runtun waktunya stasioner. Pada umumnya, syarat perlu dan cukup supaya proses AR(p) stasioner adalah bahwa akar $\phi(\mathrm{B}) = 0$ haruslah terletak diluar lingkaran satuan (Soejoeti : 1987).

2.6 MODEL MOVING-AVERAGE (MA)

Secara umum model Moving Average orde q (MA(q)) dirumuskan dengan

$$Z_t = a_t + \theta_1 a_{t-1} + \theta_2 a_{t-2} + \ldots + \theta_q a_{t-q} \qquad (2.30)$$

Dimana $\theta(B) = (1 + \theta_1 B + \theta_2 B^2 + \ldots + \theta_q B^q)$ sehingga persamaan (2.30) dapat dituliskan menjadi

$$Z_t = \theta(B) a_t \qquad (2.31)$$

Persamaan (2.31) dapat ditulis menjadi

$$\theta^{-1}(B) Z_t = a_t$$

atau

$$\pi(B) Z_t = a_t$$

Yang bentuk panjangnya dapat ditulis menjadi

$$Z_t - \pi_1 Z_{t-1} - \pi_2 Z_{t-2} - \cdots = a_t$$

Proses MA(q) dikatakan invertibel jika harga koefisien π merupakan deret yang konvergen, yaitu bila dan hanya bila $\pi(B)=0$ semuanya terletak di luar lingkaran satuan, suatu syarat yang serupa dengan syarat stasioneritas suatu proses AR(p).

Untuk proses umum MA(q), syarat stasioner sulit, namun stasioner otomatis menjamin $E(Z_t)=0$, sehingga untuk q terhingga proses MA selalu stasioner (Soejoeti : 1987).

2.7 MODEL AUTOREGRESIF MOVING-AVERAGE (ARMA)

Proses perluasan dari model AR dan MA adalah model campuran yang berbentuk :

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + ... + \phi_p Z_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - .... - \theta_q a_{t-q} \qquad (2.32)$$

Model ini dinamakan model ARMA(p,q), dan biasa ditulis dengan

$$\phi(B) Z_t = \theta(B) a_t \qquad (2.33)$$

dimana

$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \cdots - \phi_p B^p \text{ dan}$$

$$\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \cdots - \theta_q B^q$$

Untuk stasioneritas dan invertibelitas memerlukan akar-akar $\phi(B)=0$ dan $\theta(B)=0$ terletak di luar lingkaran satuan.

Model ARMA juga dapat ditulis dengan

$$Z_t = \psi(\mathrm{B}) a_t \qquad (2.34)$$

atau

$$\pi(\mathrm{B}) Z_t = a_t \qquad (2.35)$$

dimana $\psi(\mathrm{B}) = \phi^{-1}(\mathrm{B})\theta(\mathrm{B})$ dan $\pi(\mathrm{B}) = \theta^{-1}(\mathrm{B})\phi(\mathrm{B})$ adalah deret tak terhingga dalam B (Soejoeti : 1987).

VARIABEL LAG

Variabel lag atau variabel kelambanan adalah variabel yang menunjukkan rentang waktu suatu variabel pada periode-periode sebelumnya. Misalkan suatu model AR(1)

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

Z_{t-1} merupakan variabel yang menunjukkan rentang waktu pada periode ke-1 sehingga Z_{t-1} dinamakan variabel lag ke-1 (Gujarati : 2003).

STASIONERITAS DATA

Suatu runtun waktu dikatakan stasioner apabila struktur probabilitasnya tidak berubah untuk setiap satuan waktu (mean dan variansinya konstan untuk setiap waktu) (Soejoeti : 1987).

Asumsi stasioner sangat penting dalam analisis runtun waktu. Syarat suatu runtun waktu stasioner adalah jika :

– $E(Z_t) = \mu$

– $Var(Z_t)=\sigma_Z^2 = \gamma_0$

– $Cov(Z_t, Z_{t-k})= Cov(Z_t, Z_{t+k})= \gamma_k$ dengan μ, γ_0, dan γ_k untuk semua k adalah konstan.

Model stasioner jika mean, varian, dan kovariansinya konstan yang berarti bahwa mean, variansi dan kovariansinya tidak dipengaruhi oleh berubahnya waktu pengamatan, sehingga proses tersebut berada dalam keseimbangan statistik. Untuk memperoleh data yang stasioner, dapat dilakukan dengan melakukan pembedaan/diferensi. Maksud dari pembedaan adalah untuk menghilangkan trend pada data sehingga data menjadi stasioner. Diferensi dinotasikan dengan **Δ** dan didefinisikan sebagai :

$$\Delta Z_t = Z_t - Z_{t-1} \tag{2.36}$$

Apabila dari diferensi pertama data belum stasioner maka dapat dilakukan pembedaan lagi dari data hasil pembedaan pertama, kemudian dilakukan uji stasioner lagi (Soejoeti : 1987).

Untuk mengetahui apakah suatu model *time series* sudah stasioner atau belum, dapat juga diketahui dengan menggunakan suatu uji yaitu uji akar-akar unit. Uji akar-akar unit merupakan salah satu uji untuk menentukan stasioneritas dalam suatu model autoregresif. Uji akar unit untuk data runtun waktu dengan model AR(p) dapat ditentukan dengan menggunakan Augmented Dicky-Fuller (ADF) test, dimana dapat dinyatakan dalam persamaan berikut:

$$\Delta Z_t = \alpha_0 + \phi * \Delta Z_{t-1`} + \phi_1 * \Delta Z_{t-2} + ... + \phi_p * \Delta Z_{t-p+1`} + a_t \tag{2.37}$$

dengan

$$\phi * = \phi_1 * + \phi_2 * ... + \phi_p * -1$$

$$\phi_p = \sum_{j=i}^{p} a_j$$

= fungsi asli ϕ dari persamaan AR(p)

= besarnya nilai parameter Z_{t-p} dengan p = 1,2,…,n

ΔZ_t = selisih Z_{t-1} dengan Z_t

Z_{t-p} = nilai Z pada waktu $_{t-p}$

α_0 = konstanta

Uji persamaan AR(p) disebut dengan persamaan Augmented Dicky-Fuller yang seringkali ditulis ADF(k) dengan k adalah angka dari bertambahnya waktu pada sisi kanan persamaan (Thomas :1997).

Uji hipotesis ADF adalah sebagai berikut :

Uji Hipotesis

H_0 : ϕ *=0, proses tidak stasioner

H_1 : ϕ *< 0, proses stasioner

Tingkat signifikansi

α

Statistik uji

$$t_0 = \frac{\phi^*}{S_{\phi^*}} \text{ dengan } S_{\phi^*} \text{ adalah standar error dari } \phi^* \qquad (2.38)$$

Kriteria Uji

H_0 ditolak jika $t_0 < t_{kritis}$ DF, sehingga Z_t adalah time series yang stasioner. Dimana n adalah banyaknya pengamatan.

Pengambilan keputusan

Penolakan H_0 menyimpulkan bahwa proses sudah stasioner.

2.10 VARIABEL MAKROEKONOMI

Variabel makroekonomi adalah variabel yang menjelaskan ekonomi secara keseluruhan (umum) contohnya adalah tingkat inflasi, nilai tukar mata uang dan tingkat suku bunga.

2.10.1 INFLASI

Inflasi adalah ciri yang pada umumnya dirasakan dan ditandai dengan adanya suasana harga barang yang tinggi seolah-olah kita kehilangan keseimbangan antara daya beli dibandingkan dengan pendapatan sampai pada periode tertentu, dan biasanya dirasakan oleh masyarakat secara keseluruhan (Amalia : 2007).

Berdasarkan asalnya, inflasi dapat digolongkan menjadi dua, yaitu inflasi yang berasal dari dalam negeri dan inflasi yang berasal dari luar negeri. Inflasi berasal dari dalam negeri inflasi yang sepenuhnya disebabkan oleh kesalahan pengelolaan perekonomian baik di sektor riil ataupun di sektor moneter di dalam negeri oleh para pelaku ekonomi dan masyarakat. Sementara itu, inflasi dari luar inflasi yang disebabkan oleh adanya kenaikan harga-harga komoditi di luar negeri (di negara asing yang memiliki hubungan perdagangan dengan negara yang bersangkutan). Inflasi ini hanya dapat terjadi pada negara yang menganut sistem perekonomian terbuka (*open economy system*). Dan, inflasi ini dapat 'menular' baik melalui harga barang-barang impor maupun harga barang-barang ekspor (Adwin S. Atmadja : 1997).

2.10.2 NILAI TUKAR MATA UANG

Nilai tukar mata uang/kurs adalah perbandingan nilai/harga antar mata uang dari negara yang berbeda (Nopirin : 1987).

Nilai tukar mata uang/kurs terbagi atas:

a. Kurs jual adalah kurs yang dipakai apabila para pedagang valuta asing/bank menjual valuta asing

b. Kurs beli adalah kurs yang dipakai apabila para pedagang valuta asing/bank membeli valuta asing (Nopirin : 1987).

c. Ada beberapa faktor utama yang mempengaruhi tinggi rendahnya nilai tukar mata uang dalam negeri terhadap mata uang asing. Faktor-faktor tersebut adalah :

   - Selisih tingkat inflasi
   - Selisih tingkat suku bunga
   - Selisih tingkat pertumbuhan GDP
   - Intervensi pemerintah di pasar valuta asing dan expectations (Madura : 2003).

2.10.3 TINGKAT SUKU BUNGA

Suku bunga adalah harga dari pinjaman. Suku bunga dinyatakan sebagai persentase uang pokok per unit waktu. Suku bunga dinyatakan sebagai persentase uang pokok per unit waktu. Bunga merupakan suatu ukuran harga sumber daya yang digunakan oleh debitur yang harus dibayarkan kepada kreditur (Sunariyah : 2004). Makin tinggi tingkat bunga makin tinggi pula keinginan masyarakat untuk menabung (Nopirin : 1987).

Fungsi suku bunga adalah :

a. Sebagai daya tarik bagi para penabung yang mempunyai dana lebih untuk diinvestasikan.

b. Suku bunga dapat digunakan sebagai alat moneter dalam rangka mengendalikan penawaran dan permintaan uang yang beredar dalam suatu perekonomian.

c. Pemerintah dapat memanfaatkan suku bunga untuk mengontrol jumlah uang beredar. Ini berarti, pemerintah dapat mengatur sirkulasi uang dalam suatu perekonomian (Sunariyah : 2004).

Ada dua jenis faktor yang menentukan nilai suku bunga, yaitu faktor internal dan eksternal. Faktor internal meliputi pendapatan nasional, jumlah uang beredar, dan inflasi. Sedang faktor eksternal merupakan suku bunga luar negeri dan tingkat perubahan nilai valuta asing yang diduga (Ramirez dan Khan : 1999).

BAB III

VEKTOR AUTOREGRESIF X

UNTUK PEMODELAN VARIABEL MAKROEKONOMI DI INDONESIA

3.1 VEKTOR AUTOREGRESIF (VAR)

VAR (Vektor Autoregresif) adalah model ekonometrik yang dapat digunakan untuk menjelaskan perubahan data dan juga menjelaskan hubungan interdependensi (hubungan timbal balik) antar variabel-variabel dalam ekonometrik. Model VAR merupakan perluasan dari model AR (Autoregresif) pada time series univariat. Diberikan 2 persamaan autoregresif AR(1) dengan 2 variabel :

$$y_{1,t} = \alpha_{10} + \beta_{11} y_{1,t-1} + \beta_{12} y_{2,t-1} \tag{3.1}$$

$$y_{2,t} = \alpha_{20} + \beta_{21} y_{1,t-1} + \beta_{22} y_{2,t-1} \tag{3.2}$$

Persamaan (3.1) dan (3.2) dapat dituliskan menjadi :

$$\begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{y1,t} \\ \varepsilon_{y2,t} \end{bmatrix}$$

dengan

$$\mathbf{y_t} = \begin{bmatrix} y_{1,t} \\ y_{2,t} \end{bmatrix} \qquad \mathbf{a_o} = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \end{bmatrix} \qquad \mathbf{\Phi_1} = \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{bmatrix}$$

$$\boldsymbol{\varepsilon}_\mathbf{t} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{y1,t} \\ \varepsilon_{y2,t} \end{bmatrix}$$

Sehingga akan didapatkan model Vektor Autoregresif orde p atau VAR(1)

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{\Phi}_1 y_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \qquad (3.3)$$

Dimana $\mathbf{y}_t$ merupakan vektor dari variabel dependen, respon, atau endogen, $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ merupakan vektor residual, $\mathbf{a}_0$ merupakan vektor intersep, dan $\mathbf{\Phi}_i$ merupakan matrik koefisien berdimensi k x k (Tsay : 2005).

3.2 PEMBATASAN VEKTOR AUTOREGRESIF

Model VAR terbatas adalah model VAR yang meregresikan x hanya pada lag x_t dan variabel y hanya pada lag y_t. Bentuk model VAR terbatas untuk x adalah :

$$\mathbf{x}_t = \boldsymbol{\alpha}_0 + \boldsymbol{\alpha}_1\mathbf{x}_{t-1} + \ldots + \boldsymbol{\alpha}_n\mathbf{x}_{t-n} \qquad (3.4)$$

model VAR terbatas untuk y adalah :

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\alpha}_0 + \boldsymbol{\alpha}_1\mathbf{y}_{t-1} + \ldots + \boldsymbol{\alpha}_n\mathbf{y}_{t-n} \qquad (3.5)$$

Sedangkan model VAR yang tidak terbatas adalah model VAR yang menggunakan panjang lag yang tergantung pada banyaknya data dan pengujian data. Bentuk model VAR tidak terbatas untuk x adalah :

$$\mathbf{x}_t = \boldsymbol{\alpha}_0 + \boldsymbol{\alpha}_1\mathbf{x}_{t-1} + \ldots + \boldsymbol{\alpha}_n\mathbf{x}_{t-n} + \boldsymbol{\beta}_1\mathbf{y}_{t-1} + \ldots + \boldsymbol{\beta}_n\mathbf{y}_{t-n} + \mathbf{u}_1 \qquad (3.6)$$

Bentuk model VAR tidak terbatas untuk y adalah :

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\alpha}_0 + \boldsymbol{\alpha}_1\mathbf{y}_{t-1} + \ldots + \boldsymbol{\alpha}_n\mathbf{y}_{t-n} + \boldsymbol{\beta}_1\mathbf{x}_{t-1} + \ldots + \boldsymbol{\beta}_n\mathbf{x}_{t-n} + \boldsymbol{\varepsilon}_1 \qquad (3.7)$$

(Enders : 1995).

3.3 KAUSALITAS GRANGER

Kausalitas Granger dilakukan untuk mengetahui pengaruh antara variabel satu dengan variabel yang lain.

Misalkan ada dua variabel X dan Y, maka terdapat beberapa kemungkinan :

1. X menyebabkan Y
2. Y menyebabkan X
3. X menyebabkan Y dan Y menyebabkan X
4. X dan Y tidak memiliki hubungan

Jika variabel X menyebabkan variabel Y yang berarti nilai Y pada periode sekarang dapat dijelaskan oleh nilai Y pada periode sebelumnya dan nilai X pada periode sebelumnya. Kausalitas Granger hanya menguji hubungan antar variabel dan tidak melakukan estimasi terhadap model.

Model kausalitas Granger untuk 2 variabel :

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \dots + \alpha_n Y_{t-n} + \beta_1 X_{t-1} + \dots + \beta_n X_{t-n} + \varepsilon_1 \quad (3.8)$$

$$X_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1} + \dots + \alpha_n X_{t-n} + \beta_1 Y_{t-1} + \dots + \beta_n Y_{t-n} + u_1 \quad (3.9)$$

dengan hipotesis untuk masing-masing persamaan :

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots\dots = \beta_n = 0$$

Dimana H_0 adalah X bukan penyebab Granger Y untuk regresi pertama dan Y bukan penyebab Granger X untuk regresi kedua. Jika menerima hipotesis bahwa X bukan penyebab Granger Y tetapi menolak hipotesis bahwa Y bukan penyebab Granger X maka kausalitas Granger menyimpulkan bahwa Y menyebabkan X. Dengan demikian terdapat empat kemungkinan :

1. Jika $\ni \beta_n \neq 0$ untuk persamaan 1 dan $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_n = 0$ untuk persamaan 2 yang berarti X penyebab Granger Y dan Y bukan penyebab Granger X.

2. Jika $\beta_1 = \beta_2 = \ldots = \beta n = 0$ untuk persamaan 1 dan $\ni \beta n \neq 0$ untuk persamaan 2 yang berarti Y penyebab granger X dan X bukan penyebab Granger Y.

3. Jika $\ni \beta_n \neq 0$ untuk persamaan 1 dan $\ni \beta_n \neq 0$ untuk persamaan 2, berarti X penyebab Granger Y dan Y penyebab Granger X.

4. Jika $\beta_1 = \beta_2 = \ldots = \beta_n = 0$ untuk persamaan 1 dan $\beta_1 = \beta_2 = \ldots = \beta_n = 0$ untuk persamaan 2, berarti X dan Y tidak memiliki hubungan.

(Luky Alfirman & Edy Sutriono : 2009)

Jika Y adalah penyebab Granger *(Granger cause)* dari X yang dinyatakan sebagai Y → X, apabila nilai sekarang dari Y dapat diprediksi dengan keakuratan yang lebih baik menggunakan nilai masa lalu dari X daripada tanpa menggunakannya, diasumsikan semua yang lain tetap (Charemza & Deadman : 1992).

3.4 EKSOGENITAS LEMAH

Misalkan $\mathbf{y}_t$ merupakan variabel endogen yang dipengaruhi oleh variabel eksogen $\mathbf{x}_t$ dengan persamaan sbb :

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{\Phi}_1\mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{\Phi}_2\mathbf{y}_{t-2} + \ldots.. + \mathbf{\Phi}_p\mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{\Theta}_0^*\mathbf{x}_t + \mathbf{\Theta}^*{}_1\mathbf{x}_{t-1} + \ldots.. + \mathbf{\Theta}^*{}_s\mathbf{x}_{t-s} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (3.10)$$

Diasumsikan bentuk VAR untuk variabel eksogen x_t :

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{\Theta}^{**}{}_{0_i} + \mathbf{\Theta}^{**}{}_1\mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{\Theta}^{**}{}_2\mathbf{x}_{t-2} + \ldots.. + \mathbf{\Theta}^{**}{}_u\mathbf{x}_{t-u} + \boldsymbol{\varepsilon}_t^* \quad (3.11)$$

$\mathbf{x}_t$ merupakan vektor variabel eksogen, $\boldsymbol{\varepsilon}_t^*$ merupakan vektor residual, dan $\mathbf{\Theta}^{**}{}_i$ merupakan matrik koefisien berdimensi k x k.

Persamaan (3.10) menyatakan secara tidak langsung bahwa $\mathbf{y}_t$ bukan merupakan penyebab granger $\mathbf{x}_t$ yang berarti bahwa terdapat bentuk eksogenitas lemah sehingga memungkinkan bahwa $\mathbf{x}_t$ memiliki pengaruh secara tidak langsung terhadap $\mathbf{y}_t$ melalui hubungan bersama antara $\boldsymbol{\varepsilon}_t^*$ dan $\boldsymbol{\varepsilon}_t$. Dengan asumsi $\boldsymbol{\Phi}_i, \boldsymbol{\Theta}^*{}_i, \boldsymbol{\Theta}^{**}{}_i$ adalah matrik nol dan p = q = r, kemudian kita dapat menulis persamaan (3.10) dan persamaan (3.11) ke dalam bentuk VAR(p) dengan pembatasan Kausalitas Granger menjadi :

$$\begin{pmatrix} \mathbf{y}_t \\ \mathbf{x}_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mathbf{a}_0 \\ \boldsymbol{\Theta}_0^{**} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \boldsymbol{\Phi}_1 & \boldsymbol{\Theta}^*{}_1 \\ 0 & \boldsymbol{\Theta}^{**}{}_1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mathbf{y}_{t-1} \\ \mathbf{x}_{t-1} \end{pmatrix} + \ldots + \begin{pmatrix} \boldsymbol{\Phi}_p & \boldsymbol{\Theta}_p^* \\ 0 & \boldsymbol{\Theta}^{**}{}_p \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mathbf{y}_{t-p} \\ \mathbf{x}_{t-p} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \boldsymbol{\varepsilon}_t \\ \boldsymbol{\varepsilon}_t^* \end{pmatrix} \quad (3.12)$$

Selanjutnya, pembatasan Kausalitas Granger digunakan untuk menguji bentuk eksogenitas lemah dimana jika $\mathbf{y}_t$ bukan penyebab granger $\mathbf{x}_t$ maka $\mathbf{x}_t$ merupakan eksogenitas lemah.

Untuk model VAR yang tidak terbatas, maka persamaannya menjadi :

$$\begin{pmatrix} \mathbf{y}_t \\ \mathbf{x}_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mathbf{a}_0 \\ \boldsymbol{\Theta}_0^{**} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \boldsymbol{\Phi}_1 & \boldsymbol{\Theta}^*{}_1 \\ D_1 & \boldsymbol{\Theta}^{**}{}_1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mathbf{y}_{t-1} \\ \mathbf{x}_{t-1} \end{pmatrix} + \ldots + \begin{pmatrix} \boldsymbol{\Phi}_p & \boldsymbol{\Theta}_p^* \\ D_p & \boldsymbol{\Theta}^{**}{}_p \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mathbf{y}_{t-p} \\ \mathbf{x}_{t-p} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \boldsymbol{\varepsilon}_t \\ \boldsymbol{\varepsilon}_t^* \end{pmatrix} \quad (3.13)$$

Untuk mengetahui apakah x_t merupakan eksogenitas lemah maka digunakan uji Kausalitas Granger (Bierens : 2004).

Uji Hipotesis

H_0 : y_t bukan penyebab granger x_t

H_1 : y_t penyebab granger x_t

Tingkat Signifikansi

α

Statistik Uji

$$S_1 = \frac{(RSS_0 - RSS_1)/p}{RSS_1/(T-2p-1)} \quad (3.14)$$

Kriteria Uji

Jika $S_1 > F_{(p, T-2p-1);\alpha}$ atau sig < α maka H_0 ditolak.

Pengambilan Keputusan

Penolakan Ho menyimpulkan bahwa variabel $\mathbf{y}_t$ merupakan penyebab granger variabel $\mathbf{x}_t$

3.5 VEKTOR AUTOREGRESIF MOVING AVERAGE X (VARMAX)

Metode Vektor Autoregresif Moving-Average X (VARMAX) digunakan untuk mencari hubungan dinamis antara variabel endogen dan variabel eksogen.

Bentuk umum VARMAX (p,q,s) adalah :

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{\Phi}_i \sum_{i=1}^{p} \mathbf{y}_{t-i} + \mathbf{\Theta}^*{}_i \sum_{i=0}^{s} \mathbf{x}_{t-i} + \boldsymbol{\varepsilon}_t - \mathbf{\Theta}_i \sum_{i=1}^{q} \boldsymbol{\varepsilon}_{t-i} \quad (3.15)$$

Dimana yt merupakan vektor dari variabel endogen, xt merupakan vektor dari variabel eksogen, $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ merupakan vektor residual, $\mathbf{a}_0$ merupakan vektor intersep, dan $\mathbf{\Phi}_i, \mathbf{\Theta}^*{}_i, \mathbf{\Theta}_i$ merupakan matrik koefisien berdimensi k x k.

Bentuk VARMAX (p,q,0) disebut juga Vektor Autoregresif X (p,q) atau VARX (p,q) (http://support.sas.com/documentation/cdl/en/etsug/60372/HTML/default/etsug_varmax_sect025.html).

3.6 VEKTOR AUTOREGRESIF X (VARX)

Vektor Autoregresif X merupakan pengembangan dari model VAR yang menggunakan variabel eksogen dalam sistem persamaannya. Vektor Autoregresif X juga merupakan turunan dari Vektor Autoregresif Moving-

Average X (VARMAX). Banyak situasi dimana proses y_t tidak hanya sebagai hasil dari input stokastik murni, tetapi juga tergantung pada input yang dikontrol. Variabel eksogen dalam model VARX dapat juga disebut sebagai variabel independen, input, prediktor, atau regresor. Variabel eksogen ditentukan di luar model dan bersifat mempengaruhi variabel endogen dalam suatu sistem persamaan. Sedangkan variabel dependen, respon, atau endogen merupakan variabel yang ditentukan di dalam model dan dapat dipengaruhi oleh variabel eksogen atau variabel endogen yang lain. Prosedur VARX dapat digunakan untuk mencari pemodelan dan hubungan dinamis antara variabel endogen dengan variabel eksogen. Model struktural VARX dapat ditulis :

$$\mathbf{\Phi}(B)\mathbf{y}_t = \mathbf{\Theta}^*(B)\,\mathbf{x}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \tag{3.16}$$

dimana :

$$\mathbf{\Phi}(B) = \mathbf{I}_k - \mathbf{\Phi}_1 B - \mathbf{\Phi}_2 B^2 - \ldots\ldots - \mathbf{\Phi}_p B^p \tag{3.17}$$

$$\mathbf{\Theta}^*(B) = \mathbf{\Theta}_0^* + \mathbf{\Theta}_1^* B + \mathbf{\Theta}_2^* B^{\mathbf{2}} + \ldots\ldots + \mathbf{\Theta}_q^* B^q \tag{3.18}$$

$\mathbf{y}_t$ merupakan vektor dari variabel endogen, $\mathbf{x}_t$ merupakan vektor dari variabel eksogen, $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ merupakan vektor residual, $\mathbf{a}_0$ merupakan vektor intersep. Sedangkan $\mathbf{\Phi}(B)$ dan $\mathbf{\Theta}^*(B)$ merupakan matrik polinomial dengan operator lag **B**. Bentuk umum dari VARX (p,s) adalah :

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{\Phi}_i \sum_{i=1}^{p} \mathbf{y}_{t-i} + \mathbf{\Theta}^*{}_i \sum_{i=0}^{s} \mathbf{x}_{t-i} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \tag{3.19}$$

atau

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{a}_0 + \mathbf{\Phi}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{\Phi}_2 \mathbf{y}_{t-2} + \ldots\ldots + \mathbf{\Phi}_p \mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{\Theta}_0^* \mathbf{x}_t + \mathbf{\Theta}^*{}_1 \mathbf{x}_{t-1} + \ldots\ldots + \mathbf{\Theta}^*{}_s \mathbf{x}_{t-s} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \tag{3.20}$$

Dimana $\mathbf{y}_t$ merupakan vektor dari variabel endogen, $\mathbf{x}_t$ merupakan vektor dari variabel eksogen, $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ merupakan vektor residual, $\mathbf{a}_0$ merupakan vektor intersep, dan $\boldsymbol{\Phi}_i, \boldsymbol{\Theta}^*_i$ merupakan matrik koefisien berdimensi k x k (http://support.sas.com/documentation/cdl/en/etsug/60372/HTML/default/etsug_varmax_sect030.html).

3.7 PENENTUAN ORDE VARX

Penentuan orde VAR dilakukan dengan menentukan panjang lag yang diperoleh dari nilai *Akaike Information Criterion* (AIC). Jika lag terlalu pendek, model dapat terspesifikasi dengan kurang tepat, sementara lag yang terlalu panjang akan mengakibatkan banyak derajat bebas yang terbuang. Untuk memperoleh panjang lag yang tepat akan dilihat panjang lag maksimum sistem VAR yang stabil (Luthkepohl : 1991). AIC dapat digunakan untuk menentukan model yang optimum tergantung dari data observasi. Ini dianggap sebagai salah satu pemecahan yang penting dalam statistik. Nilai AIC dirumuskan sebagai berikut :

$$\text{AIC (M)} = -2\ln[\text{maksimum likelihood}] + 2\text{M} \tag{3.21}$$

Dengan M adalah jumlah parameter dalam model. Untuk model ARMA dengan n jumlah observasi, fungsi log-likelihood

$$\ln L = -\frac{n}{2}\ln 2\pi\sigma_\varepsilon^2 - \frac{1}{2\sigma_t^2}S(\phi, \mu, \theta) \tag{3.22}$$

sehingga

$$\ln L = -\frac{n}{2}\ln\sigma_\varepsilon^2 - \frac{n}{2}(1 + \ln 2\pi) \tag{3.23}$$

karena bagian kedua dari adalah konstan, maka AIC menjadi

$$\mathrm{AIC(M)} = n \ln \sigma_{\varepsilon}^{2} + 2M \qquad (3.24)$$

model yang optimal adalah dengan AIC yang terkecil (Wei : 1990).

3.8 APLIKASI VARX DALAM PEMODELAN VARIABEL MAKROEKONOMI DI INDONESIA

3.8.1 Variabel Penelitian

Dalam penelitian ini digunakan data sekunder yaitu data pergerakan nilai tukar mata uang rupiah terhadap dollar amerika (Kurs), tingkat suku bunga bank Indonesia (SBI) sebagai variabel endogen dan tingkat inflasi Amerika (IRUS) sebagai variabel eksogen. Semua data tersebut merupakan data bulanan periode bulan Januari 2005 hingga bulan September 2009.

3.8.2 Tujuan Penelitian

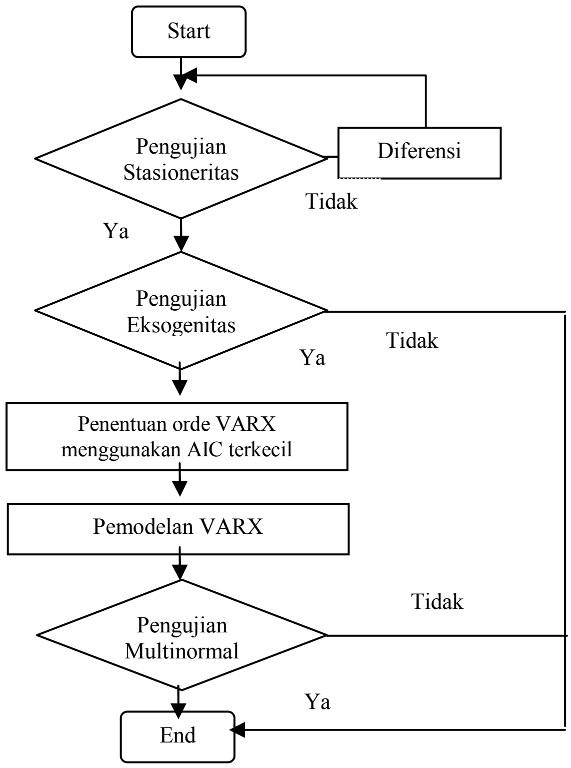
Tujuan dari analisis Vektor Autoregresif X adalah untuk mencari pemodelan variabel endogen kurs nilai tukar mata uang rupiah terhadap dollar, tingkat suku bunga bank di indonesia serta variabel eksogen tingkat inflasi di Amerika.

3.8.3 Metode Analisis Data

Data yang diperoleh akan dianalisis dengan menggunakan software Minitab 15.1, Eviews 5, dan SAS 9.1.3. Metode yang digunakan adalah metode analisis runtun waktu multivariat menggunakan model Vektor Autoregresif X. Tahap-tahap pengolahan data untuk pemodelan kurs rupiah terhadap dollar Amerika Serikat, Tingkat Suku Bunga bank di Indonesia, serta tingkat inflasi Amerika Serikat adalah sebagai berikut :

1. Uji Stasioneritas.
2. Uji Kausalitas Granger.
3. Mencari model terbaik VARX dengan membandingkan nilai AIC terkecil dari model VARX yang diperkirakan.
4. Pemodelan VARX.
5. Uji Normal Multivariat.

3.8.4 Flow Chart



3.8.5 Hasil Analisis

3.8.5.1 Stasioneritas Data

Sebelum Diferensi

a. Variabel KURS

Pada lampiran 3, plot KURS memiliki struktur probabilitas yang berubah untuk beberapa waktu sehingga diperkirakan bahwa data kurs mata uang rupiah terhadap dollar Amerika Serikat masih belum stasioner. Kemudian untuk memperkuat dugaan bahwa data masih belum stasioner, dilakukan uji *Augmented Dicky Fuller* dimana diperoleh nilai t sebesar -1.996345 > $t_{57;0.05}$ sebesar -2.914517 dimana Ho diterima sehingga dapat disimpulkan bahwa kurs mata uang rupiah terhadap dollar Amerika memang masih belum stasioner.

b. Variabel SBI

Pada lampiran 3, plot SBI memiliki struktur probabilitas yang berubah untuk beberapa waktu sehingga diperkirakan bahwa data Suku Bunga Indonesia masih belum stasioner. Kemudian dari hasil uji *Augmented Dicky Fuller*, nilai t diperoleh sebesar -2.367593 > $t_{57;0.05}$ sebesar -2.915522 dimana Ho diterima sehingga dapat disimpulkan bahwa data Suku Bunga Indonesia memang masih belum stasioner.

c. Variabel IRUS

Pada lampiran 3, plot IRUS memiliki struktur probabilitas yang berubah untuk beberapa waktu sehingga diperkirakan bahwa data Tingkat Inflasi di Amerika Serikat masih belum stasioner. Kemudian dari hasil uji *Augmented Dicky Fuller*, nilai t diperoleh sebesar -2.367593 > $t_{57;0.05}$ sebesar -2.915522 dimana H_0 diterima sehingga dapat disimpulkan bahwa data Tingkat Inflasi di Amerika Serikat memang masih belum stasioner.

Diferensi Pertama

a. Variabel KURS

Setelah dilakukan diferensi pertama, plot KURS pada lampiran 3 menunjukkan bahwa struktur probabilitas data tidak berubah setiap waktu sehingga diperkirakan bahwa data kurs mata uang rupiah terhadap dollar Amerika Serikat sudah stasioner. Kemudian dari hasil uji *Augmented Dicky Fuller*, nilai t diperoleh sebesar -7.223666 < $t_{56;0.05}$ sebesar -2.915522 dimana H_0 ditolak sehingga dapat disimpulkan bahwa data Kurs mata uang rupiah terhadap dollar Amerika Serikat memang sudah stasioner.

b. Variabel SBI

Setelah dilakukan diferensi pertama, plot SBI pada lampiran 3 menunjukkan bahwa struktur probabilitas data tidak berubah setiap waktu sehingga diperkirakan bahwa data Tingkat Suku Bunga Bank Indonesia sudah stasioner. Kemudian dari hasil uji *Augmented Dicky Fuller*, nilai t diperoleh sebesar -3.494069 < $t_{56;0.05}$ sebesar -2.915522 dimana H_0 ditolak sehingga dapat disimpulkan bahwa data Tingkat Suku Bunga Bank Indonesia memang sudah stasioner.

c. **Variabel IRUS**

Setelah dilakukan diferensi pertama, plot SBI pada lampiran 3 menunjukkan bahwa struktur probabilitas data tidak berubah setiap waktu sehingga diperkirakan bahwa data Tingkat Inflasi di Amerika Serikat sudah stasioner. Kemudian dari hasil uji *Augmented Dicky Fuller*, nilai t diperoleh sebesar -5.133969 < $t_{56;0.05}$ sebesar -2.91656 dimana H_0 ditolak sehingga dapat disimpulkan bahwa data Tingkat Inflasi di Amerika Serikat memang sudah stasioner.

3.8.5.3 Uji Kausalitas Granger

Berdasarkan output Uji Kausalitas Granger pada lampiran 5 diperoleh hasil :

1. KURS bukan penyebab granger IRUS

   Nilai probabilitasnya diperoleh sebesar 0.19271 < $F_{2;51;0.05}$ sebesar 3.18 sehingga dapat disimpulkan bahwa Ho diterima yang berarti bahwa variabel KURS bukan penyebab granger variabel IRUS sehingga variabel IRUS merupakan eksogenitas lemah dari variabel KURS.

2. SBI bukan penyebab granger IRUS

   Nilai S_1 diperoleh sebesar 2.92273 < $F_{2;51;0.05}$ sebesar 3.18 sehingga dapat disimpulkan bahwa Ho diterima yang berarti bahwa variabel SBI bukan penyebab granger IRUS sehingga variabel IRUS merupakan eksogenitas lemah dari variabel SBI.

3.8.5.4 Model Terbaik

Berdasarkan lampiran 6, nilai AIC terkecil yang diperoleh dari analisis VAR dengan menggunakan variabel KURS dan variabel SBI yaitu nilai AIC pada lag 1 sebesar 514.0302, sehingga diperkiran model terbaik yaitu VARX (1,x). Kemudian setelah dilakukan overfit dari VARX (1,1) sampai dengan VARX(4,3) diperoleh nilai AIC masing-masing model sebagai berikut :

MODEL VARX	**NILAI AIC**
VARX(1,1)	10.25329
VARX(1,2)	10.33515
VARX(1,3)	10.42812
VARX(2,1)	10.25605
VARX(2,2)	10.31540
VARX(2,3)	10.40527
VARX(3,1)	10.33704
VARX(3,2)	10.39287
VARX(3,3)	10.45486
VARX(4,1)	10.25897
VARX(4,2)	10.32215
VARX(4,3)	10.33669

Berdasarkan nilai AIC dari model VARX yang diperkirakan pada tabel diatas, nilai AIC terkecil diperoleh sebesar

10.25329 sehingga model terbaik yang diperoleh adalah model VARX(1,1).

3.8.5.5 Pemodelan

Berdasarkan lampiran 7, diperoleh estimasi persamaan untuk model VARX(1,1) yaitu :

$$\begin{bmatrix} \Delta kurs_t \\ \Delta SBI_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -65.59522 & -0.02668 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta \mathrm{IRUS}_{t-1} \\ \Delta \mathrm{IRUS}_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0.00871 & -16.20223 \\ 0.00017 & 0.59461 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta kurs_{t-1} \\ \Delta SBI_{t-1} \end{bmatrix}$$

atau dapat dijabarkan menjadi :

$$\begin{bmatrix} kurs_t - kurs_{t-1} \\ SBI_t - SBI_{t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -65.59522 & -0.02668 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathrm{IRUS}_{t-1} - \mathrm{IRUS}_{t-2} \\ \mathrm{IRUS}_{t-1} - \mathrm{IRUS}_{t-2} \end{bmatrix} +$$

$$\begin{bmatrix} -0.00871 & -16.20223 \\ 0.00017 & 0.59461 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} kurs_{t-1} - kurs_{t-2} \\ SBI_{t-1} - SBI_{t-2} \end{bmatrix}$$

dimana :

$kurs_t = kurs_{t-1} - 65.5922\ IRUS_{t-1} + 65.5922\ IRUS_{t-2} - 0.00871\ kurs_{t-1} + 0.00871\ kurs_{t-2} - 16.20223\ SBI_{t-1} + 16.20223\ SBIt_{-2}$

$SBI_t = SBI_{t-1} - 0.02668\ IRUS_{t-1} + 0.02668\ IRUS_{t-2} + 0.00017\ kurs_{t-1} - 0.00017\ kurs_{t-2} + 0.59461 SBI_{t-1} - 0.59461\ SBI_{t-2}$

Dari hasil output diatas, dapat diketahui bahwa variabel eksogen tingkat inflasi di Amerika Serikat pada lag pertama atau pada periode 1 bulan sebelumnya dapat mempengaruhi satu satuan nilai kurs serta satu satuan nilai Suku Bunga Bank Indonesia masing-masing sebesar -65.5922 dan –0.02668 sedangkan tingkat inflasi di Amerika Serikat pada lag kedua atau pada periode 2 bulan sebelumnya dapat mempengaruhi satu satuan nilai kurs serta satu satuan nilai Suku Bunga Bank Indonesia masing-masing sebesar 65.5922 dan 0.02668. Setiap satuan variabel nilai tukar mata uang rupiah terhadap dollar Amerika Serikat juga dipengaruhi nilai tukar mata uang itu sendiri pada 1 bulan sebelumnya dan 2 bulan sebelumnya masing-masing sebesar – 0.00871 dan 0.00871 serta dipengaruhi oleh variabel endogen yang lain yaitu nilai Suku Bunga Bank Indonesia pada periode 1 bulan sebelumnya dan periode 2 bulan sebelumnya masing-masing sebesar -16.20223 dan 16.20223. Sedangkan setiap satuan nilai Suku Bunga Bank Indonesia juga dipengaruhi nilai Suku Bunga Bank itu sendiri pada 1 bulan sebelumnya dan 2 bulan sebelumnya masing-masing sebesar 0.00017 dan – 0.00017 serta variabel endogen nilai kurs nilai tukar mata uang rupiah Indonesia terhadap dollar Amerika Serikat pada periode 1 bulan sebelumnya dan pada periode 2 bulan sebelumnya masing-masing sebesar 0.59461 dan -0.59461.

3.8.5.6 Normalitas Residual

Setelah model VARX diperoleh, selanjutnya dicari residual masing-masing persamaan yaitu residual $KURS_t$ (E_KURS_t) dan residual SBI_t (E_SBI_t), kemudian dilakukan uji normalitas pada residual yang diperoleh. Pengujian normal pada masing-masing residual perlu dilakukan untuk memperkirakan apakah residual-residual tersebut berdistribusi normal multivariat.

Plot normal univariat pada lampiran 9 menunjukkan bahwa residual dari variabel KURS maupun SBI berdistribusi normal, sehingga diperkirakan dua residual tersebut berdistribusi multinormal. Untuk lebih pasti apakah residual kedua variabel tersebut berdistribusi multinormal, dilakukan uji multinormal pada kedua residual variabel tersebut.

Berdasarkan lampiran 9, pada normal multivariat menunjukkan bahwa residual plot residual data berpola linier atau berada disekitar garis lurus. Disamping itu, nilai p diperoleh sebesar 0.631579 yang berarti terdapat sebanyak 63.1579 % (> 50%) nilai-nilai d_j^2 yang kurang dari atau sama dengan nilai $\chi^2_{0.5;2}$ =1.39. Sehingga dapat disimpulkan bahwa residual data berdistribusi multinormal.

BAB IV

KESIMPULAN

Dari hasil analisis, diperoleh kesimpulan bahwa setelah dilakukan uji stasioneritas, data masih belum stasioner sehingga perlu dilakukan diferensi dan setelah dilakukan diferensi pada derajat pertama data sudah stasioner.

Berdasarkan uji kausalitas granger, diperoleh kesimpulan bahwa variabel eksogen yaitu tingkat inflasi di Amerika Serikat dapat digunakan dalam model persamaan VARX.

Kemudian berdasarkan nilai AIC terkecil, diperoleh hasil bahwa model terbaik yang digunakan untuk pemodelan VARX adalah model VARX(1,1) yaitu :

$$\begin{bmatrix} \Delta kurs_t \\ \Delta SBI_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -65.59522 & -0.02668 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta \mathrm{IRUS}_{t-1} \\ \Delta \mathrm{IRUS}_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} -0.00871 & -16.20223 \\ 0.00017 & 0.59461 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta kurs_{t-1} \\ \Delta SBI_{t-1} \end{bmatrix}$$

dimana :

$kurs_t = kurs_{t-1} - 65.5922\ IRUS_{t-1} + 65.5922\ IRUS_{t-2} - 0.00871\ kurs_{t-1} + 0.00871\ kurs_{t-2} - 16.20223\ SBI_{t-1} + 16.20223\ SBIt_{-2}$

$SBI_t = SBI_{t-1} - 0.02668\ IRUS_{t-1} + 0.02668\ IRUS_{t-1} + 0.00017\ kurs_{t-1} - 0.00017\ kurs_{t-2} + 0.59461 SBI_{t-1} - 0.59461 SBI_{t-2}$

Berdasarkan hasil plot residual dan hasil uji normalitas, diperoleh kesimpulan bahwa residual data sudah berdistribusi multinormal.

DAFTAR PUSTAKA

Atmadja. A.S, 1999, Jurnal Akuntansi dan Keuangan Vol. 1, No. 1 inflasi di indonesia :*Sumber-sumber penyebab dan pengendaliannya* [pdf], (http://puslit2.petra.ac.id/, diakses tanggal 9 desember 2009).

Alfirman. L & Sutriono. E, 2008, Jurnal Keuangan Publik, *Analisis Hubungan Pengeluaran Pemerintah dan Produk Domestik Bruto dengan Menggunakan Pendekatan Granger Causality dan Vector Autoregression*, [pdf], (http://bppk.depkeu.go.id/ , diakses tanggal 26 Juli 2009).

Amalia. L, 2007, *Ekonomi Internasional*, edisi pertama, Graha Ilmu, Yogyakarta.

Bierens, J.B, 2004, VAR models with exogenous variables, [pdf], (http://econ.la.psu.edu/~hbierens/EasyRegTours/VAR_Tourfiles/VARX.pdf, diakses tanggal 26 Juli 2009).

Charemza, dan Deadman, D.F, 1992, *New Directions in Econometric Practice*, Edward Elgar Publishing Limited, England.

Enders. W, 1995. *Applied Econometric Time Series*, Wiley, News York.

Gujarati, D. 2003. *Basic Econometrics*. Mcgraw-Hill, Inc.

Haryatmi, S. 2004. *Materi Pokok Metode Statistika Multivariat*. Karunika, Universitas Terbuka, Jakarta.

Johnson R.A & Wichern D. W, 1982, *Apllied Multivariate Statistical Analysis,* Prentice Hall Inc, New York.

Leon. J. S, 1998, *Linear Algebra with Applications*, Prenctice- Hall, Inc.
Luthkepohl, H. 1991, *Introduction to multiple time series*, Springer, New York.

Madura, Jeff. 2003, *International Financial Management*, Seventh Edition, Info Access Distribution, Pte. Ltd, Singapore.

Nopirin. 1987, *Ekonomi moneter*, Edisi Ketiga, BPFE, Yogyakarta.

Soejoeti, Z. 1987. *Materi Pokok Analisis Runtun Waktu*. Karunika, Universitas Terbuka, Jakarta.

Sunariyah. 2004, *Pengantar Pengetahuan Pasar Modal*, Edisi Keempat, UPP (Unit Penerbit dan Percetakan) AMP YKPN, Yogyakarta.

Supranto, J. 2005, *Ekonometri*, Buku Kesatu, Ghalia, Indonesia.

Thomas, RL. 1997, *Modern Econometrics*, Addison Wesley Longman Limited, Harlow.

Tsay, R.S. 2005. *Analysis of Finansial Time Series*. Inc, New Jersey.

Wei, W.W.S. 1994. *Univariate and Multivariate Methods*. Addision-Wesley-Publishing Company.

http://www.bi.go.id/web/id/Moneter/Suku+Bunga/Suku+Bunga+SBI/, diakses tanggal 9 desember 2009.

http://www.bi.go.id/web/id/Moneter/Kurs+Bank+Indonesia/Kurs+Uang+Kertas+Asing/, diakses tanggal 9 desember 2009.

http://www.blog.its.ac.id/suherminstatistikaitsacid/files/2008/09 /multinormal , diakses tanggal 9 desember 2009.

http://www.digilib.petra.ac.id/, diakses tanggal 9 desember 2009.

http://www.inflationdata.com/inflation/Inflation_Rate/ Current Inflation. asp, diakses tanggal 9 desember 2009.

http://www.support.sas.com/documentation/cdl/en/etsug/60372/HTML/default/etsug_varmax_sect025.html, diakses tanggal 9 desember 2009.

http://www.support.sas.com/documentation/cdl/en/etsug/60372/HTML/default/etsug_varmax_sect030.html, diakses tanggal 9 desember 2009.

LAMPIRAN 1

DATA

PERIODE	KURS	SBI	IRUS
September 2009	10181.00	6.48	-1.29
Agustus 2009	10560.00	6.58	-1.48
Juli 2009	10420.00	6.71	-2.10
Juni 2009	10213.00	6.95	-1.43
Mei 2009	10369.00	6.25	-1.28
April 2009	11034.00	6.64	-0.74
Maret 2009	11865.00	8.21	-0.38
Februari 2009	11916.00	8.74	0.24
Januari 2009	11183.00	9.77	0.03
Desember 2008	11268.00	10.83	0.09
November 2008	11652.00	11.24	1.07
Oktober 2008	9998.00	10.98	3.66
September 2008	9293.00	9.71	4.94
Agustus 2008	9103.00	9.28	5.37
Juli 2008	9117.00	9.23	5.60
Juni 2008	9858.00	8.73	5.02
Mei 2008	9844.00	8.31	4.18
April 2008	9162.00	7.99	3.94
Maret 2008	9139.00	7.96	3.98
Februari 2008	9135.00	7.93	4.03
Januari 2008	9347.00	8.00	4.28
Desember 2007	9286.00	8.00	4.08
November 2007	9217.00	8.25	4.31
Oktober 2007	9061.00	8.25	3.54
September 2007	9263.00	8.25	2.76
Agustus 2007	9319.00	8.25	1.97
Juli 2007	9021.00	8.25	2.36
Juni 2007	8938.00	8.25	2.69
Mei 2007	8800.00	8.25	2.69
April 2007	9052.00	8.75	2.57
Maret 2007	9117.00	8.75	2.78
Februari 2007	9022.00	9.00	2.42
Januari 2007	9021.00	9.00	2.08
Desember 2006	9041.00	9.25	2.54

November 2006	9088.00	9.75	1.97
Oktober 2006	9141.00	10.25	1.31
September 2006	9097.00	10.75	2.06
Agustus 2006	9048.00	11.25	3.82
Juli 2006	9079.00	11.75	4.15
Juni 2006	9315.00	12.25	4.32
Mei 2006	8939.00	12.50	4.17
April 2006	8892.00	12.74	3.55
Maret 2006	9125.00	12.73	3.36
Februari 2006	9206.00	12.74	3.60
Januari 2006	9445.00	12.75	3.99
Desember 2005	9808.00	12.75	3.42
November 2005	9990.00	12.25	3.46
Oktober 2005	9141.00	11.00	4.35
September 2005	10181.00	10.00	4.69
Agustus 2005	9936.00	9.51	3.64
Juli 2005	9750.00	8.49	3.17
Juni 2005	9568.00	8.25	2.53
Mei 2005	9432.00	7.95	2.80
April 2005	9491.00	7.70	3.51
Maret 2005	9323.00	7.44	3.15
Februari 2005	9198.00	7.40	3.01
Januari 2005	9158.00	7.42	2.97

LAMPIRAN 2

DATA SESUDAH DIFERENSI

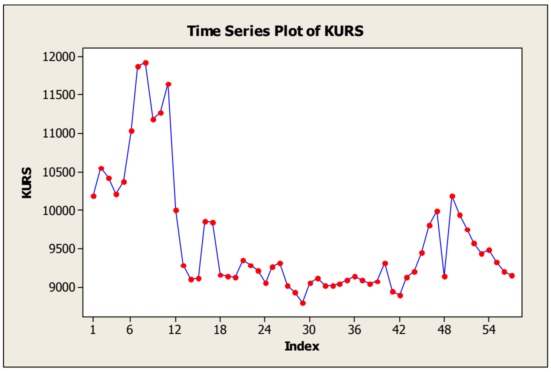
KURS_1	SBI_1	IRUS_1
*	*	*
379	0.1	-0.19
-140	0.13	-0.62
-207	0.24	0.67
156	-0.7	0.15
665	0.39	0.54
831	1.57	0.36
51	0.53	0.62
-733	1.03	-0.21
85	1.06	0.06
384	0.41	0.98
-1654	-0.26	2.59
-705	-1.27	1.28
-190	-0.43	0.43
14	-0.05	0.23
741	-0.5	-0.58
-14	-0.42	-0.84
-682	-0.32	-0.24
-23	-0.03	0.04
-4	-0.03	0.05
212	0.07	0.25
-61	0	-0.2
-69	0.25	0.23
-156	0	-0.77
202	0	-0.78
56	0	-0.79
-298	0	0.39
-83	0	0.33
-138	0	0
252	0.5	-0.12
65	0	0.21
-95	0.25	-0.36
-1	0	-0.34
20	0.25	0.46
47	0.5	-0.57
53	0.5	-0.66

-44	0.5	0.75
-49	0.5	1.76
31	0.5	0.33
236	0.5	0.17
-376	0.25	-0.15
-47	0.24	-0.62
233	-0.01	-0.19
81	0.01	0.24
239	0.01	0.39
363	0	-0.57
182	-0.5	0.04
-849	-1.25	0.89
1040	-1	0.34
-245	-0.49	-1.05
-186	-1.02	-0.47
-182	-0.24	-0.64
-136	-0.3	0.27
59	-0.25	0.71
-168	-0.26	-0.36
-125	-0.04	-0.14
-40	0.02	-0.04

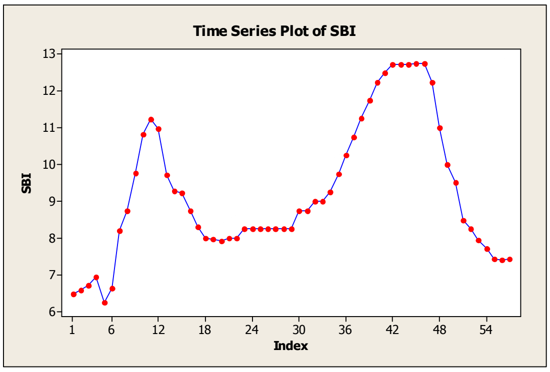
LAMPIRAN 3
PLOT DATA

I. PLOT DATA SEBELUM DIFERENSI

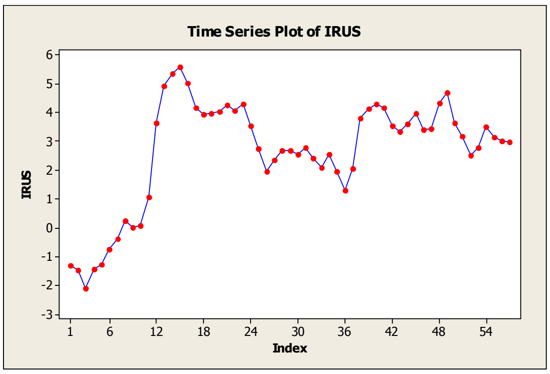
VARIABEL KURS



VARIABEL SBI

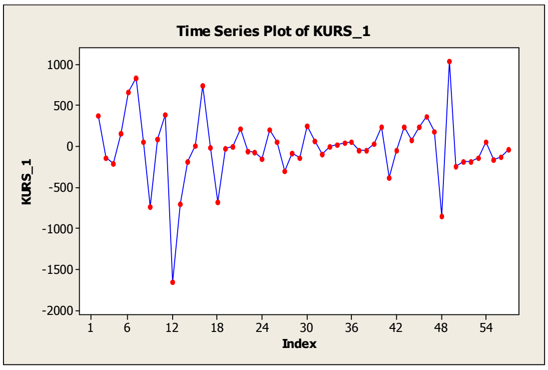


VARIABEL IRUS

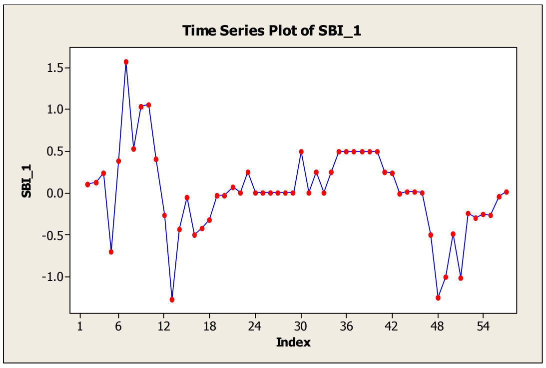


II. PLOT DATA SESUDAH DIFERENSI

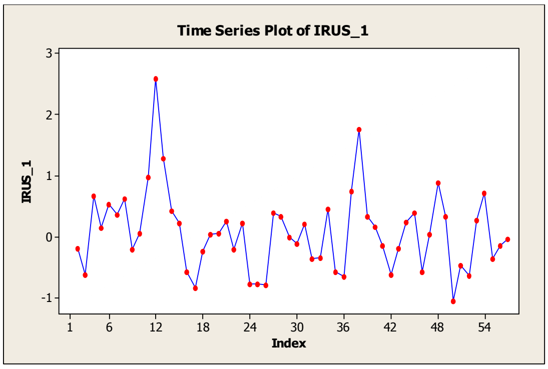
VARIABEL KURS



VARIABEL SBI



VARIABEL IRUS



LAMPIRAN 4

UJI AUGMENTED DICKEY FULLER

I. SESUDAH DIFERENSI

VARIABEL KURS

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.996345	0.2876
Test critical values:	1% level	-3.552666	
	5% level	-2.914517	
	10% level	-2.595033	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

VARIABEL SBI

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.367593	0.1555
Test critical values:	1% level	-3.555023	
	5% level	-2.915522	
	10% level	-2.595565	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

VARIABEL IRUS

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.901282	0.0517
Test critical values:	1% level	-3.555023	
	5% level	-2.915522	
	10% level	-2.595565	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

II. SESUDAH DIFERENSI

VARIABEL KURS

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-7.223666	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.555023	
	5% level	-2.915522	
	10% level	-2.595565	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

VARIABEL SBI

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.494069	0.0118
Test critical values:	1% level	-3.555023	
	5% level	-2.915522	
	10% level	-2.595565	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

VARIABEL IRUS

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.133969	0.0001
Test critical values:	1% level	-3.557472	
	5% level	-2.916566	
	10% level	-2.596116	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

LAMPIRAN 5

KAUSALITAS GRANGER

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
KURS_1 does not Granger Cause IRUS	55	0.19271	0.66249
SBI_1 does not Granger Cause IRUS	55	2.92273	0.09330

LAMPIRAN 6

MINIMUM AIC

```
The SAS System      20:48 Sunday, February 26, 2006   2

                    The STATESPACE Procedure

         Information Criterion for Autoregressive Models

 Lag=0    Lag=1    Lag=2    Lag=3    Lag=4    Lag=5    Lag=6
543.0195 514.0302 517.3847 520.2576 520.1568 535.2876 543.5153

                    Lag=7    Lag=8    Lag=9
                  538.0094 535.9073 539.9654

                        Information
                        Criterion for
                        Autoregressive
                           Models

                           Lag=10
                          531.7945
```

LAMPIRAN 7

VARX(1,1)

```
The SAS System    15:43 Saturday, February 18, 2006  86

                 The VARMAX Procedure

     Type of Model                      VARX(1,1)
     Estimation Method    Least Squares Estimation


               Coefficient Estimates of
                Independent Variables

            Lag    Variable          IRUS_1

             1    KURS_1        -65.59522
                  SBI_1          -0.02668


               AR Coefficient Estimates

    Lag    Variable          KURS_1          SBI_1

     1    KURS_1         -0.00871       -16.20223
          SBI_1           0.00017         0.59461
```

LAMPIRAN 8

RESIDUAL

E(KURS)	E(SBI)
338.9146	-2.00339
-99.2131	14.90666
-201.594	-18.095
189.9758	-20.7369
695.4079	16.12768
878.4978	-6.46704
30.10023	0.168958
-731.669	9.919819
167.0342	8.560644
545.6257	13.87488
-1574.52	-15.0804
-678.571	-7.77934
-181.245	7.218967
-17.4692	-0.18594
691.7183	-1.1903
-35.4827	-5.01774
-679.542	-0.35136
-21.6016	-2.03226
14.77662	1.184737
198.9507	-4.14761
-45.1554	4.886703
-122.626	1.575189
-205.893	1.294354
153.2631	0.069071
79.70949	-0.62598
-275.875	-0.10559
-86.3968	-8.00591
-144.243	7.892637
267.1686	-3.23761
40.56694	4.662356
-117.485	-4.12363
28.93867	-3.66407
-17.4415	1.328997
4.552025	0.024678
102.24	-1.96099
70.75079	-0.88018

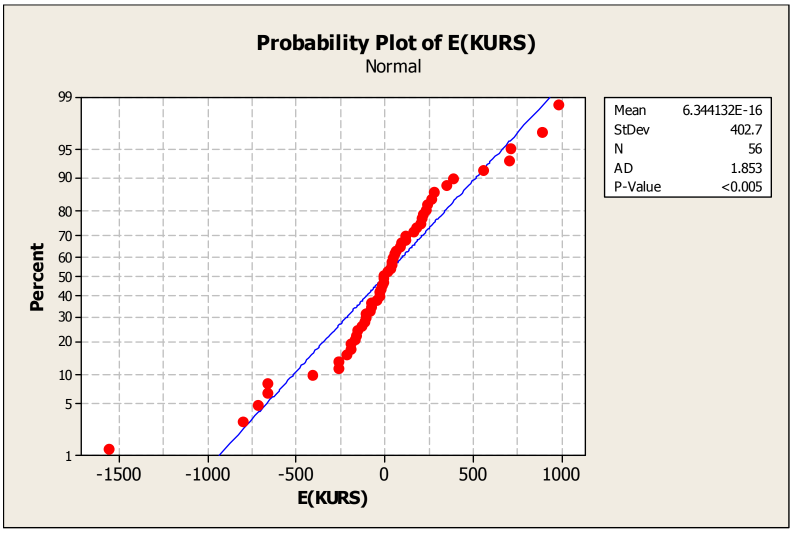
-29.1391	-0.03487
47.48166	4.699248
223.2951	1.532674
-419.108	4.853433
-58.1392	-0.21167
247.3667	-0.57452
105.5021	0.556684
203.1871	8.164241
374.6037	11.53849
223.9266	-5.77123
-815.505	-8.48835
970.611	8.75552
-275.864	-12.0981
-228.382	0.066022
-165.988	-2.08379
-87.4502	-0.13419
35.01123	-3.41891
-177.924	-1.09337
-127.972	0.307829
-40	0.02

LAMPIRAN 9

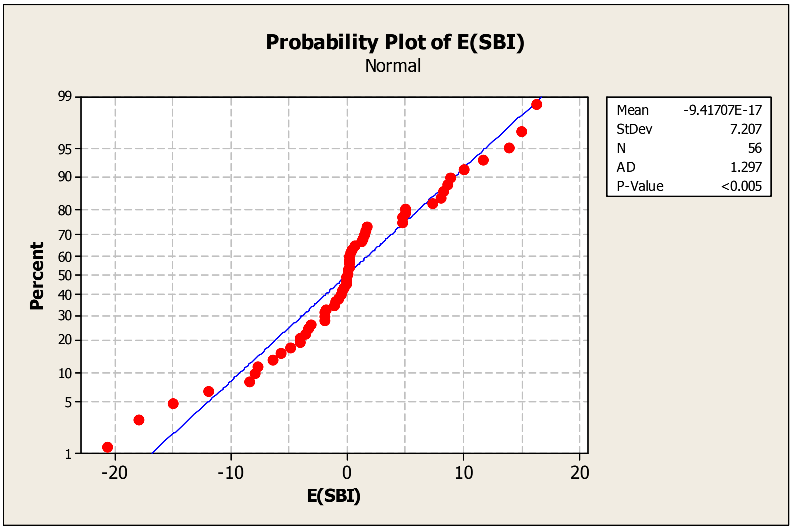
UJI NORMALITAS

I. PLOT NORMAL UNIVARIAT

VARIABEL KURS



VARIABEL SBI



II. UJI NORMAL MULTIVARIAT

Nilai jarak kuadrat

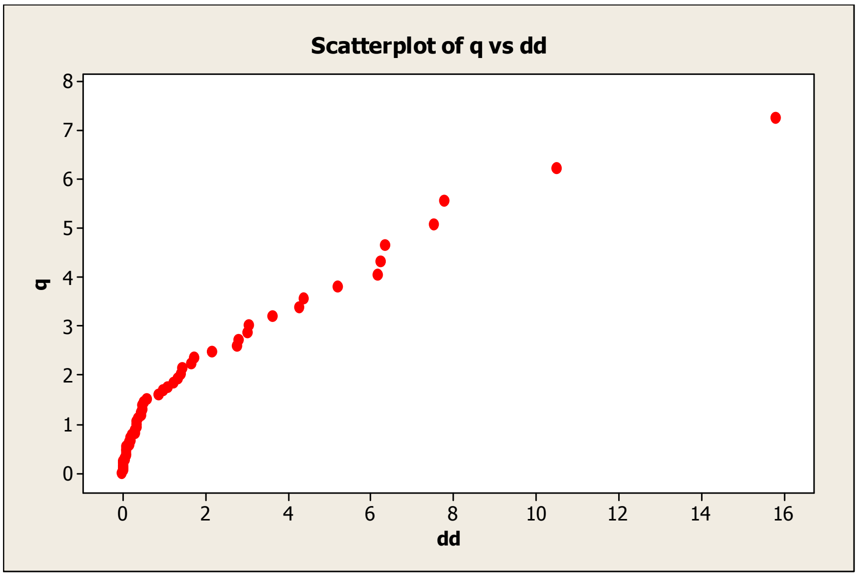
Results for: Sheet2

```
MTB > %multinormal.txt c6-c7
Executing from file: C:\Program Files\Minitab
15\English\Macros\multinormal.txt

Answer = *
Answer = 1.1007
Answer = 5.2200
Answer = 6.3683
Answer = 10.5039
Answer = 6.2488
Answer = 7.7769
Answer = 0.0115
Answer = 7.5225
Answer = 1.4465
Answer = 4.3995
Answer = 15.7859
Answer = 3.0441
Answer = 1.6550
Answer = 0.0002
Answer = 3.6440
Answer = 0.4971
Answer = 3.0216
Answer = 0.0770
Answer = 0.0318
Answer = 0.8783
Answer = 0.5817
Answer = 0.1888
Answer = 0.3652
Answer = 0.1845
Answer = 0.0777
Answer = 0.4756
Answer = 1.2384
Answer = 1.7549
Answer = 0.9743
Answer = 0.4434
Answer = 0.3190
Answer = 0.3236
Answer = 0.0454
Answer = 0.0019
Answer = 0.2204
Answer = 0.0781
Answer = 0.0021
Answer = 0.4476
Answer = 0.3460
Answer = 2.1675
Answer = 0.0130
Answer = 0.5038
Answer = 0.0867
Answer = 1.3440
Answer = 2.8208
Answer = 1.4172
Answer = 4.2695
Answer = 6.1785
Answer = 2.7868
Answer = 0.3290
Answer = 0.1701
Answer = 0.0375
Answer = 0.2935
```

```
Answer = 0.1676
Answer = 0.1062
Answer = 0.0061
```

Scatterplot of q vs d_square



Data Display

```
t    0.631579
residual berdistribusi normal multivariat
```

LAMPIRAN 10
LISTING PROGRAM

I. UJI MULTINORMAL

```
macro
qq x.1-x.p
mconstant i n p t chis
mcolumn d x.1-x.p dd pi q ss tt
mmatrix s sinv ma mb mc md
let n=count(x.1)
cova x.1-x.p s
invert s sinv
do i=1:p
  let x.i=x.i-mean(x.i) enddo
do i=1:n
  copy x.1-x.p ma;
    use i.
  transpose ma mb
  multiply ma sinv mc
  multiply mc mb md
  copy md tt
  let t=tt(1)
  let d(i)=t enddo
set pi
  1:n end
let pi=(pi-0.5)/n
sort d dd
invcdf pi q;
chis p.
plot q*dd
invcdf 0.5 chis;
chis p.
let ss=dd<chis
let t=sum(ss)/n
print t
if t>0.5
  note residual berdistribusi normal multivariat endif
if t<=0.5
  note residual tidak berdistribusi normal multivariat endif
endmacro
```

II. MINIMUM AIC

```
proc STATESPACE data=ta;
VAR kurs_1 sbi_1 irus_1;
run;
```

III. PEMODELAN VARX

```
proc varmax data=ta;
model kurs_1 sbi_1=irus_1/p=1 xlag=1 nocurrentx noint;
run;
```