



TESIS - SS14 2501

PEMODELAN DAN PERAMALAN *INFLOW* DAN OUTFLOW UANG KARTAL BANK INDONESIA MENGGUNAKAN METODE VARI-X DAN CCC-MGARCH

LELA DEVI MEYLINA
NRP.1314201033

DOSEN PEMBIMBING
Dr. Suhartono, M.Sc
Dr.rer.pol. Heri Kuswanto, M.Si

PROGRAM MAGISTER
JURUSAN STATISTIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
SURABAYA
2016



THESIS - SS14 2501

VARI-X AND CCC-MGARCH MODELS FOR FORECASTING INFLOW AND OUTFLOW OF CURRENCY

LELA DEVI MEYLINA
NRP.1314201033

Supervisor
Dr. Suhartono, M.Sc
Dr.rer.pol. Heri Kuswanto, M.Si

MAGISTER PROGRAM
DEPARTMENT OF STATISTIC
FACULTY OF MATHEMATICS AND NATURAL SCIENCES
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
SURABAYA
2016

**PEMODELAN DAN PERAMALAN INFLOW DAN OUTFLOW UANG
KARTAL BANK INDONESIA MENGGUNAKAN METODE VARI-X DAN
CCC-MGARCH**

**Tesis disusun untuk memenuhi salah satu syarat memperoleh gelar
Magister Sains (M.Si)**

di

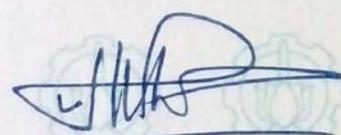
**Institut Teknologi Sepuluh Nopember
Oleh :**

**LELA DEVI MEYLINA
NRP. 1314201033**

**Tanggal Ujian
Periode Wisuda**

**: 20 Juli 2016
: September 2016**

Disetujui oleh :



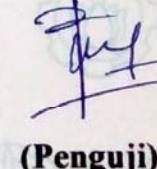
(Pembimbing I)

**1. Dr. Suhartono, M.Sc
NIP. 19710929 199512 1 001**



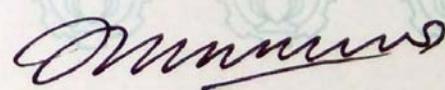
(Pembimbing II)

**2. Dr.rer.pol. Heri Kuswanto, M.Si
NIP. 19820326 200312 1 004**



(Penguji)

**3. Santi Puteri Rahayu, M.Si, Ph.D
NIP. 19750115 199903 2 003**



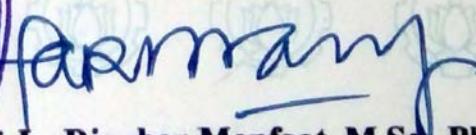
(Penguji)

**4. Dr. Wahyu Wibowo, M.Si
NIP. 19740328 199802 1 001**



Direktur Pascasarjana ITS

**Prof. Ir. Djauhar Manfaat, M.Sc., Ph.D
NIP. 19601202 198701 1 001**



KATA PENGANTAR

Puji syukur Alhamdulillah penulis panjatkan ke hadirat Allah SWT karena atas berkat, rahmat, dan hidayah-Nya Tesis yang berjudul **“Pemodelan dan Peramalan Inflow dan Outflow Uang Kartal Bank Indonesia Menggunakan Metode VARI-X dan CCC-MGARCH”** dapat diselesaikan oleh penulis.

Penulisan Tugas Akhir ini tidak terlepas dari peran serta berbagai pihak, sehingga penulis ingin mengucapkan terima kasih kepada:

1. Wiwik Dwi Sulisyowati, S.Pd dan Basuki Yuwono, S.P yang selalu mendoakan, mengasihi, dan mendukung penulis sepanjang usia penulis. Mbak Ruly, Mas Gigih, Yongky, Ayu, Kedua Eyang Putriku, dan keluarga besar penulis yang turut mendoakan dan memotivasi penulis dalam keseharian. Terima kasih.
2. Dr. Suhartono, M.Sc selaku Ketua Jurusan Statistika ITS dan dosen pembimbing yang telah memberikan ide, inspirasi, bimbingan, arahan, dan masukan dalam penyelesaian Tesis ini.
3. Dr.rer.pol. Heri Kuswanto selaku dosen co.pembimbing dan Kaprodi S2 yang telah memberikan inspirasi, bimbingan, arahan, dan masukan sehingga penulis dapat menyelesaikan Tesis ini.
4. Dr. Wahyu Wibowo, M.Si dan Santi Puteri Rahayu, M.Si, Ph.D, selaku dosen penguji yang memberikan kritik dan saran kepada penulis sehingga penulis termotivasi untuk terus belajar, mencari tahu, dan mendalami apa yang dipelajari.
5. Dr. Agus Suharsono, M.S selaku dosen wali yang memberikan nasihat dan membimbing selama perkuliahan.
6. Spesial untuk teman seperjuangan 2 tahun menjalani studi S2 di Statistika ITS, Meriska A., Suistya U.R.S., Renny E.W., Muktar R.S., dan I Gede Surya A.P. untuk kebersamaan, perjuangan, dan tempat berbagi selama ini.
7. Keluarga besar Magister Statistika ITS Angkatan 2014. Terima kasih telah menjadi keluarga, saudara, dan sahabat yang selalu memberi keceriaan dan semangat.
8. Seluruh dosen Jurusan Statistika ITS yang telah memberikan banyak ilmu, serta karyawan Jurusan Statistika ITS yang mendukung terselesaiannya Tugas Akhir ini.
9. Pihak-pihak lain yang mendukung dan membantu atas terselesaiannya Tugas Akhir ini.

Harapan Penulis adalah laporan Tesis ini dapat bermanfaat, menambah wawasan, dan dapat menjadi referensi untuk keilmuan. Kritik dan saran diharapkan untuk perbaikan dimasa mendatang.

Surabaya, Juli 2016

Penulis

(halaman ini sengaja dikosongkan)

Pemodelan dan Peramalan *Inflow* dan *Outflow* Uang Kartal Bank Indonesia Menggunakan Metode VARI-X dan CCC-MGARCH

Nama mahasiswa : Lela Devi Meylina
NRP : 1314 201 033
Pembimbing : 1. Dr. Suhartono
 2. Dr.rer.pol. Heri Kuswanto, M.Si

ABSTRAK

Secara umum peramalan berdasarkan jumlah variabel yang digunakan terbagi secara univariat dan multivariat. Peramalan terbagi dalam basis rata-rata dan varians. Dalam penelitian ini digunakan metode peramalan multivariat untuk menggambarkan pergerakan data secara bersama-sama. Peramalan basis rata-rata menggunakan model *Vector Autoregressive Integrated Exogenous Variables* (VARI-X) dan peramalan basis varians menggunakan *Constant Conditional Correlation - Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (CCC-MGARCH). Model CCC-MGARCH digunakan akibat adanya heteroskedastisitas residual model VARI-X. Dalam penelitian ini akan dilakukan perbandingan antara model VARI-X dan model Gabungan. Model VARI-X adalah model dengan ramalan titik dan toleransi menggunakan VARI-X, sementara model Gabungan adalah model dengan ramalan titik menggunakan VARI-X dengan toleransi model CCC-MGARCH. Peramalan tersebut diterapkan pada peredaran *inflow* dan *outflow* uang kartal bulanan di Nasional dan Jawa Timur periode 2003-2014 dengan tahun 2014 sebagai data *out-sample*. *Input* yang digunakan dalam model adalah efek hari raya Idul Fitri. Evaluasi kebaikan model untuk ramalan titik dilakukan menggunakan *Mean Absolute Percentage Error* (MAPE) dari ramalan *out-sample*. Pada tingkat Nasional diperoleh MAPE sebesar 25,58% untuk *inflow* dan 20,32% untuk *outflow*, sementara pada tingkat Jawa Timur diperoleh MAPE sebesar 21,54% untuk *inflow* dan 20,25% untuk *outflow*. Selanjutnya pada ramalan interval, model Gabungan memiliki ramalan interval yang lebih baik dibandingkan model VARI-X. Hal ini disebabkan model Gabungan memiliki interval konfidenyi yang lebih sempit dan jumlah data yang keluar batas interval tidak berbeda dari model VARI-X. Oleh karena itu, ramalan tahun 2015 menggunakan model Gabungan. Hasil ramalan sesuai dengan karakteristik *input* ketika hari raya Idul Fitri jatuh pada minggu ketiga, dimana *inflow* bernilai tinggi pada satu bulan setelah hari raya Idul Fitri dan *outflow* bernilai tinggi pada bulan terjadinya hari raya Idul Fitri.

Kata kunci : VARI-X, CCC-MGARCH, *inflow*, *outflow*, Idul Fitri

(halaman ini sengaja dikosongkan)

VARI-X and CCC-MGARCH Models for Forecasting Inflow and Outflow of Currency

Name : Lela Devi Meylina
NRP : 1314 201 033
Supervisor : 1. Dr. Suhartono
 2. Dr.rer.pol. Heri Kuswanto, M.Si

ABSTRACT

Forecasting based on the number of variables used are generally divided into univariate and multivarite. Forecasting is divided by mean and variance basis. In this study we used multivariate forecasting methods using Vector Autoregressive Integrated Exogenous Variables (VARI-X) model as mean basis forecastinf and Constant Conditional Correlation- Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (CCC-MGARCH) model as variance basis. CCC-MGARCH model used due to heteroscedasticity in residual of VARI-X. This study also compare VARI-X and Combined models. A VARI-X model is a model with point forecast and tolerance using VARI-X model, while Combined model is a model with point forecast of VARI-X and tolerance of CCC-MGARCH model. The forecasting applied to the circulation of the inflow and outflow of currensy in the National and East Java in the period 2003-2014 with 2014 as out-sample data. Inputs used in the model is the effect of Eid. Evaluation of point forecast using Mean Absolute Percentage Error (MAPE) of the out-sample forecast. At the National level we obtained MAPE value of 25.58% for inflow and 20.32% for outflow, while at East Java we obtained MAPE 21.54% for inflow and 20.25% for outflow. In the interval forecast, Combined models have interval forecast better than the VARI-X models. Combined models have narrower confidence intervals and the number of data that is out of interval bounds did not differ from VARI-X models. Therefore, the 2015 forecast using Combined models. Forecast results in accordance with the input characteristics when Eid falls on the third week, where the inflow of high value in one month after Eid Fitri and outflow of high value in month of the Eid Fitri.

Keyword : VARI-X, CCC-MGARCH, *inflow*, *outflow*, Eid Fitri

(halaman ini sengaja dikosongkan)

DAFTAR ISI

	Halaman
HALAMAN JUDUL	i
LEMBAR PENGESAHAN	iii
ABSTRAK	v
ABSTRACT	vii
KATA PENGANTAR.....	ix
DAFTAR ISI.....	xi
DAFTAR TABEL	xiii
DAFTAR GAMBAR.....	xiv
DAFTAR LAMPIRAN	xvi
 BAB I PENDAHULUAN.....	 1
1.1 Latar Belakang.....	1
1.2 Rumusan Masalah.....	4
1.3 Tujuan Penelitian	5
1.4 Manfaat Penelitian	5
1.5 Batasan Masalah	6
 BAB II TINJAUAN PUSTAKA	 7
2.1 Tinjauan Statistika	7
2.1.1 Model <i>Vector Autoregressive Integrated with Exogenous Variable</i> (VARI-X)	7
2.1.2.1 Stasioneritas Data	11
2.1.2.2 Corrected Akaike's Information Criterion (AICc).....	13
2.1.2.3 Estimasi Parameter Model VARI-X.....	13
2.1.2.4 Pengujian Signifikansi Parameter Model VARI-X	16
2.1.2.5 Interval Konfidensi Model VARI-X	17
2.1.2 Model <i>Constant Conditional Correlation-MGARCH</i>	17
2.1.2.1 Identifikasi Pengaruh ARCH.....	19
2.1.2.2 Estimasi Parameter Model CCC-MGARCH.....	21
2.1.2.3 Pengujian Signifikansi Parameter Model CCC-MGARCH.....	22
2.1.2.4 Peramalan Pada Model CCC-MGARCH	22
2.1.2.5 Interval Konfidensi Model Gabungan	23
2.1.3 Uji Kesesuaian Model	23
2.1.4 Ukuran Kebaikan Model	24
2.2 Tinjauan Umum	25

BAB III METODOLOGI PENELITIAN	27
3.1 Sumber Data	27
3.2 Variabel Penelitian	27
3.3 Langkah Analisis	29
BAB IV ANALISIS DAN PEMBAHASAN.....	33
4.1 Karakteristik Peredaran Uang Kartal Bank Indonesia.....	33
4.2 Pemodelan VARI-X <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> Uang Kartal Bank Indonesia..	39
4.3 Pemodelan CCC-MGARCH (1,1) <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> Uang Kartal Bank Indonesia ..	57
4.4 Peramalan Bulanan <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> Uang Kartal Bank Indonesia ...	70
BAB V KESIMPULAN	73
5.1 Kesimpulan.....	73
5.2 Saran	74
DAFTAR PUSTAKA	77
LAMPIRAN	81
BIODATA PENULIS	121

DAFTAR TABEL

	Halaman
Tabel 2.1 Bentuk Transformasi Box-Cox	11
Tabel 2.2 Tabel Dickey-Fuller	12
Tabel 3.1 Variabel Dummy Hari Raya Idul Fitri	28
Tabel 4.1 Statistika Deskriptif Inflow dan Outflow Uang Kartal.....	33
Tabel 4.2 Hasil Plot Box-Cox	40
Tabel 4.3 Pengujian ADF Non-Seasonal dan Seasonal.....	41
Tabel 4.4 Nilai AICc Data.....	42
Tabel 4.5 Estimasi Parameter Model Terbaik VARI-X (11,1,2) Tingkat Nasional.....	44
Tabel 4.6 Estimasi Parameter Model Terbaik VARI-X Tingkat Jawa Timur.....	49
Tabel 4.7 Nilai AICc Residual	51
Tabel 4.8 Taksiran <i>In-Sample</i> dan Ramalan <i>Out-sample</i> dari <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> VARI-X Nasional.....	52
Tabel 4.9 Taksiran <i>In-Sample</i> dan Ramalan <i>Out-sample</i> dari <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> VARI-X	53
Tabel 4.10 Hasil Estimasi ARCH/GARCH Univariat	59
Tabel 4.11 Percobaan Nilai Awal untuk Estimasi Model Nasional	59
Tabel 4.12 Hasil Estimasi Nasional dengan Nilai Awal Bervariasi.....	60
Tabel 4.13 Hasil Estimasi CCC-MGARCH Nasional.....	61
Tabel 4.14 Hasil Estimasi CCC-MGARCH Jawa Timur.....	61
Tabel 4.15 Matriks Diagonal Deviasi Standart dan Kovarians Bersyarat <i>In-sample</i> Data Residual Tingkat Nasional	63
Tabel 4.16 Matriks Diagonal Deviasi Standart dan Kovarians Bersyarat <i>In-sample</i> Data Residual Tingkat Jawa Timur.....	63
Tabel 4.17 Ramalan Matriks Diagonal Deviasi Standart dan Matriks Kovarians Bersyarat Tingkat Nasional	64
Tabel 4.18 Ramalan Matriks Diagonal Deviasi Standart dan Matriks Kovarians Bersyarat Tingkat Jawa Timur	64
Tabel 4.19 Ramalan <i>Out-Sample</i> <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> Model Gabungan Tingkat Nasional.....	66
Tabel 4.20 Ramalan <i>Out-Sample</i> <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> Model Gabungan Tingkat Jawa Timur	66
Tabel 4.21 Perbandingan <i>Range Out-sample</i>	67
Tabel 4.22 Ramalan <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> Model Gabungan untuk Tingkat Nasional.....	71
Tabel 4.23 Ramalan <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> Model Gabungan untuk Tingkat Jawa Timur	71

(halaman ini sengaja dikosongkan)

DAFTAR GAMBAR

	Halaman
Gambar 3.1 Diagram Alir Penelitian.....	30
Gambar 4.1 Diagram Batang Rata-Rata Bulanan Inflow dan Outflow Uang Kartal di Tingkat Nasional (a) dan Jawa Timur (b)....	34
Gambar 4.2 Plot <i>Time Series</i> Uang Kartal Nasional: <i>Inflow</i> (a) <i>Outflow</i> (b)	35
Gambar 4.3 Plot <i>Time Series</i> Uang Kartal Jawa Timur: <i>Inflow</i> (a) <i>Outflow</i> (b)	35
Gambar 4.4 Diagram Batang Rata-Rata <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> Uang Kartal Menurut Hari Raya Idul Fitri di Tingkat Nasional (a) (b) dan Jawa Timur (c) (d)	38
Gambar 4.5 Plot <i>Time Series</i> Taksiran <i>In-sample Inflow</i> (a) dan <i>Outflow</i> (b) VARI-X Nasional	55
Gambar 4.6 Plot <i>Time Series</i> Taksiran <i>In-sample Inflow</i> (a) dan <i>Outflow</i> (b) VARI-X Jawa Timur	56
Gambar 4.7 Plot <i>Time Series</i> Ramalan <i>Out-sample</i> : <i>Inflow</i> Nasional (a), <i>Outflow</i> Nasional (b) <i>Inflow</i> Jawa Timur (c), <i>Outflow</i> Jawa Timur (d) model VARI-X	57
Gambar 4.8 Plot Residual Kuadrat Tingkat Nasional: MCCF (a) MPCCF (b)	58
Gambar 4.9 Plot Residual Kuadrat Tingkat Jawa Timur: MCCF (a) MPCCF (b)	58
Gambar 4.10 Plot <i>Time Series</i> Ramalan <i>Out-sample</i> : <i>Inflow</i> Nasional (a), <i>Outflow</i> Nasional (b) <i>Inflow</i> Jawa Timur (c), <i>Outflow</i> Jawa Timur (d) model Gabungan.....	67
Gambar 4.11 Plot <i>Time Series</i> Perbandingan Ramalan <i>Out-sample</i> : <i>Inflow</i> Nasional (a), <i>Outflow</i> Nasional (b) <i>Inflow</i> Jawa Timur (c), <i>Outflow</i> Jawa Timur (d)	68
Gambar 4.12 Plot <i>Time Series</i> Ramalan <i>Inflow</i> (a) dan <i>Outflow</i> (b) Model Terpilih untuk Tingkat Nasional	72
Gambar 4.13 Plot <i>Time Series</i> Ramalan <i>Inflow</i> (a) dan <i>Outflow</i> (b) Model Terpilih untuk Tingkat Jawa Timur.....	72

(halaman ini sengaja dikosongkan)

DAFTAR LAMPIRAN

	Halaman
Lampiran A Data <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i>	81
Lampiran B Statistika Deskriptif	82
Lampiran C Stasioneritas Data	88
Lampiran D Pemodelan VARI-X.....	94
Lampiran E Pemodelan CCC-MGARCH.....	104
Lampiran F Peramalan 1 Tahun ke Depan	111
Lampiran G Syntax SAS dan R	112

(halaman ini sengaja dikosongkan)

BAB I

PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang

Teknik peramalan dengan berbagai macam kompleksitas telah banyak dilakukan. Menurut De Gooijer & Hyndman (2006) dalam “*25 years of time series forecasting*”, disebutkan bahwa secara umum peramalan berdasarkan jumlah variabel yang digunakan terbagi secara univariat dan multivariat. Peramalan terbagi dalam basis rata-rata dan varians. Peramalan basis rata-rata dalam *time series* secara univariat menggunakan *Autoregressive Integrated Moving Average* (ARIMA) dan secara multivariat menggunakan model *Vector Autoregressive Integrated Moving Average* (VARIMA). VARIMA merupakan model multivariat generalisasi dari model univariat ARIMA. Secara univariat, peramalan basis varians menggunakan *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (ARCH) atau *Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (GARCH). Peramalan basis varians secara univariat ini kemudian dikembangkan secara multivariat menjadi *Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (MGARCH). Model *time series* multivariat digunakan untuk memodelkan dan menjelaskan interaksi dan gerak beriringan antara sekelompok variabel *time series*.

Model VARIMA yang digunakan dalam basis rata-rata muncul pertama kali tahun 1957 dan diturunkan oleh Quenouille. Meskipun demikian *software* untuk implementasinya baru tersedia di tahun 1980 dan 1990an. Model VAR merupakan model spesial dari kelas umum model VARIMA. Model VAR adalah pendekatan yang fleksibel dari bentuk tereduksi model ekonometrik dinamis. Model VAR sering digunakan dalam kasus pertumbuhan ekonomi suatu negara. Liu, Wang dan Wei (2001) meneliti tentang hubungan kausalitas *Foreign Direct Investment* (FDI) dan perdagangan di China menggunakan VAR. Oh (2005) meneliti tentang kontribusi pariwisata terhadap pertumbuhan ekonomi di Korea menggunakan model bivariat VAR. Sementara Ludosean (2012) meneliti tentang hubungan antara FDI dengan pertumbuhan ekonomi di Romania menggunakan metode VAR. Penelitian mengenai VAR berkembang menjadi model *Vector*

Autoregressive Integrated Exogenous Variables (VARI-X) dengan menambahkan variabel input yang terintegrasi (*differencing*) (Zivot dan Wang, 2006).

Telah disebutkan sebelumnya bahwa dalam basis varians secara multivariat digunakan MGARCH. Model MGARCH merupakan model pengembangan dari model ARCH. Model ARCH diperkenalkan oleh Engle pada 1982 untuk mendeskripsikan perubahan dinamis dalam *conditional variance* sebagai deterministik. Model ini berkembang menjadi model GARCH dimana dependensi pada lag *conditional variance* diijinkan. Terdapat dua jenis model multivariat GARCH yang umum digunakan, yaitu model *conditional covariance matrix* dan model *conditional correlation matrix*. Bollerlev (1990) mengajukan penggunaan korelasi konstan. Model ini dikenal sebagai model *Constant Conditional Correlation* (CCC). Model ini diajukan untuk mengatasi masalah yang muncul dalam model *conditional covariance matrix* GARCH.

Dalam perkembangannya, Tsui dan Yu (1999) melakukan penelitian mengenai *Constant Conditional Correlation* dalam model bivariat GARCH pada pasar saham Shanghai dan Shenzhen di China. Namun informasi dari uji statistik matriks tidak mendukung hipotesis awal dari CCC dalam pasar saham tersebut. Selanjutnya Nakatani dan Terasvirta (2009) melakukan pengujian interaksi volatilitas pada model CCC GARCH. Dalam penelitiannya, Nakatani dan Terasvirta mengajukan pengujian menggunakan uji *Lagrange Multiplier* dengan hipotesis awal bahwa volatilitas pada aset dideskripsikan oleh perubahan lag kuadrat dan volatilitas itu sendiri. Hasil penelitian menunjukkan bahwa volatilitas antar variabel dalam model tersebut terdapat interaksi volatilitas dalam pasangan dan efek interaksi yang signifikan berasal dari perubahan lag kuadrat variabel lain. Hal ini di dukung oleh penelitian Franke *et al.* (2005) yang menyatakan bahwa kelebihan model CCC GARCH adalah mengurangi jumlah parameter untuk mempermudah estimasi model.

Model GARCH baik secara univariat maupun multivariat banyak digunakan dalam kasus return saham. Saham merupakan salah satu jenis uang kuasi. Selain uang kuasi, terdapat jenis lain dari uang yaitu uang kartal dan giral. Namun diantara ketiga jenis uang tersebut, uang kartal merupakan alat pembayaran yang sah dan wajib diterima oleh masyarakat dalam transaksi jual beli sehari-hari.

Uang kartal bukan hanya terdiri dari uang kartal yang berada di masyarakat, namun termasuk uang yang disimpan oleh bank umum. Terdapat dua jenis uang kartal yaitu uang logam dan uang giral. Menurut UU No. 23 Tahun 1969 pasal 23 ayat 1, Bank Indonesia memiliki hak tunggal untuk mengeluarkan uang kertas dan uang logam. Peredaran uang kartal di masyarakat merupakan salah satu tugas khusus Bank Indonesia. Peredaran uang kartal ini mencakup transaksi arus masuk maupun arus keluar uang kartal di Bank Indonesia. Melalui kegiatan setoran bank umum, uang kartal masuk ke Bank Indonesia. Aliran uang masuk tersebut disebut *inflow*. Sementara aliran uang keluar, yang disebut *outflow*, keluar dari Bank Indonesia melalui proses penarikan uang tunai bank umum dan giro di BI atau pembayaran tunai melalui BI (Bank Indonesia, 2013). Peningkatan jumlah uang yang beredar merupakan akibat tingginya *outflow* dan rendahnya *inflow* pada Bank Indonesia. Jumlah *outflow* yang tinggi menyebabkan inflasi. Gambaran *inflow* dan *outflow* uang kartal yang tepat diperlukan untuk menentukan kebijakan percetakan dan pengadaan uang oleh Bank Indonesia.

Pola perkembangan uang yang beredar tidak terlepas dari perkembangan aktivitas ekonomi nasional dan pola musiman. Pola musiman biasa terjadi ketika terdapat kenaikan uang beredar pada periode menjelang hari raya keagamaan, libur tahun baru, dan libur dan pendaftaran sekolah. Pola musiman yang paling jelas terjadi adalah pada hari raya Idul Fitri. Menjelang hari raya Idul Fitri terjadi kenaikan *outflow* dan pada hari-hari setelah Idul Fitri terjadi kenaikan *inflow* (Bank Indonesia, 2012). Pendekatan *time series* tidak terlepas dalam peramalan *inflow* dan *outflow* uang kartal. Karomah dan Suhartono (2014) melakukan peramalan *netflow* uang kartal dengan model variasi kalender dan model *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL) pada Bank Indonesia. *Netflow* merupakan selisih antara *inflow* dan *outflow*. Lorek (2014) melakukan prediksi aliran uang kartal dalam triwulan menggunakan model disagregasi *cross sectional*, model ARIMA parsimonius, model regresi *time series*, dan model parsimonius ARIMA dengan karakteristik *seasonal* dan *adjacent*.

Dalam penelitian ini akan dilakukan pemodelan dan peramalan *inflow* dan *outflow* uang kartal di Jawa Timur dan Indonesia menggunakan VARI-X dan CCC-MGARCH. *Inflow* uang kartal di Indonesia pada tahun 2014 mencapai 484

triliun rupiah dengan *outflow* mencapai 512 triliun rupiah. Jawa Timur merupakan provinsi dengan *inflow* terbesar yaitu 14,34 triliun rupiah dan *outflow* terbesar ketiga yaitu 14,44 triliun rupiah. Jawa Timur memiliki pertumbuhan ekonomi tertinggi dibandingkan dengan provinsi lainnya di Pulau Jawa. Pertumbuhan ekonomi Jawa Timur mencapai 5,9% pada tahun 2014 dan melampaui pertumbuhan ekonomi Nasional yang sebesar 5,0% (Bank Indonesia, 2015). *Inflow* dan *outflow* dimodelkan secara multivariat akibat adanya korelasi pada *inflow* dan *outflow*. *Inflow* dan *outflow* saat ini diduga berkaitan dengan *inflow* dan *outflow* bulan ini, bulan sebelumnya, dan 2 bulan sebelumnya. Model VARI-X digunakan dalam pemodelan dan peramalan karena mampu menjelaskan hubungan antar variabel output dengan menambahkan variabel input yang diduga mempengaruhi variabel output, sementara model VARIMA dan VAR hanya mampu menjelaskan hubungan antar variabel output. Model VARI-X lebih umum dan fleksibel digunakan. Misalkan model akhir yang diperoleh adalah model VAR-X, maka model tersebut sama dengan model VARI-X dengan orde *difference* 0.

Model VARI-X dalam penelitian ini menggunakan variasi kalender sebagai deret eksogenus. Hal ini sesuai dengan penjelasan sebelumnya, yaitu menjelang hari raya Idul Fitri terjadi kenaikan *outflow* dan setelah hari raya Idul Fitri terjadi kenaikan *inflow*. Pemodelan basis rata-rata tidak cukup dilakukan karena model yang diperoleh tidak memenuhi asumsi *white noise*. Residual tidak *white noise* dapat disebabkan oleh autokorelasi, heteroskedastisitas, atau keduanya. Pemodelan basis varians dilakukan untuk mengatasi adanya heteroskedastisitas pada residual. Penggunaan model CCC-MGARCH dalam pemodelan basis varians secara multivariat dilakukan karena model *conditional covariance matrix* seperti *Vech representation* dan *BEKK representation* memiliki kelemahan yaitu sulit melakukan interpretasi parameter model dengan jumlah parameter yang besar akibat estimasi parameter yang sulit (Minović dan Simeunović, 2008).

1.2 Rumusan Masalah

Telah dijelaskan dalam latar belakang sebelumnya bahwa dalam penelitian ini akan diterapkan penggunaan metode *Vector Autoregressive Integrated Exogenous*

Variables (VARI-X) dan *Constant Conditional Correlation* (CCC)-MGARCH pada data *inflow* dan *outflow* uang kartal di Indonesia dan Jawa Timur. Oleh karena itu terdapat 4 rumusan masalah. Rumusan masalah yang pertama adalah bagaimana karakteristik dari data *inflow* dan *outflow* uang kartal di Jawa Timur dan Indonesia. Rumusan masalah yang kedua adalah bagaimana model VARI-X dari data *inflow* dan *outflow* uang kartal di Indonesia dan Jawa Timur. Rumusan masalah yang ketiga adalah bagaimana model CCC-MGARCH untuk data tersebut dan perbandingan ramalan interval model VARI-X dan model Gabungan. Model Gabungan adalah model dengan ramalan titik VARI-X dan ramalan interval hasil CCC-MGARCH. Rumusan masalah yang terakhir adalah bagaimana hasil peramalan dari metode terbaik.

1.3 Tujuan Penelitian

Berdasarkan rumusan masalah tersebut, maka tujuan penelitian ini adalah:

1. Mendeskripsikan karakteristik data *inflow* dan *outflow* uang kartal di Jawa Timur dan Indonesia.
2. Melakukan pemodelan *Vector Autoregressive Integrated Exogenous Input* (VARI-X) tentang *inflow* dan *outflow* uang kartal di Jawa Timur dan Indonesia
3. Melakukan pemodelan *Constant Conditional Correlation* (CCC) MGARCH pada varians residual model VARI-X dan melakukan perbandingan ramalan interval antara model VARI-X dan model Gabungan.
4. Mendeskripsikan hasil peramalan interval data bulanan *inflow* dan *outflow* uang kartal di Jawa Timur dan Indonesia dari model terbaik.

1.4 Manfaat Penelitian

Manfaat dari penelitian ini adalah memperoleh metode dan hasil peramalan yang sesuai untuk *inflow* dan *outflow* data bulanan uang kartal sehingga dapat digunakan sebagai saran ataupun alternatif dalam mengatur transaksi peredaran uang kartal sesuai dengan tugas khusus Bank Indonesia.

1.5 Batasan Masalah

Batasan masalah yang terdapat dalam penelitian ini adalah:

1. Data yang digunakan merupakan data bulanan *inflow* dan *outflow* uang kartal di Jawa Timur dan Indonesia dari tahun 2003 sampai dengan 2014.
2. Variabel eksogen dalam model VARI-X yang digunakan adalah Variasi Kalender Idul Fitri.
3. Kriteria pemilihan model dalam VARI-X yang digunakan adalah *Corrected Akaike's Information Criterion* (AICc) dengan *Moving Average* (MA) orde 0 dan *Autoregressive* (AR) orde 1-12.
4. Estimasi di model CCC-MGARCH menggunakan orde (1,1).
5. Model VARI-X dan model Gabungan tidak mengakomodasi asumsi residual berdistribusi Normal Multivariat.

BAB II

TINJAUAN PUSTAKA

Tinjauan pustaka dibagi menjadi dua, yaitu tinjauan statistika dan tinjauan umum. Tinjauan statistika melibatkan metode yang digunakan dalam penelitian ini sekaligus penunjangnya. Sementara tinjauan umum meliputi studi kasus yang digunakan dalam penelitian.

2.1 Tinjauan Statistika

Tinjauan statistika dalam penelitian ini meliputi model *Vector Autoregressive Integrated with Exogenous Variables* (VARI-X), model *Constant Conditional Correlation-Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (CCC-MGARCH), dan ukuran kebaikan model.

2.1.1 Model *Vector Autoregressive Integrated with Exogenous Variable* (VARI-X)

Vector Autoregressive (VAR) merupakan model multivariat yang diturunkan dari model univariat *Autoregressive Regression* (AR). Model AR adalah model paling sederhana dari model time series. Konsep AR pertama dirumuskan oleh Slutsky, Walker, Yaglom, dan Yule. Model ini kemudian dikembangkan sampai estimasi parameter, identifikasi, diagnosa model, dan peramalan (De Gooijer & Hyndman, 2006:446-447). Model AR secara umum adalah (Wei, 2006:45):

$$\dot{Z}_t = \phi_1 \dot{Z}_{t-1} + \phi_2 \dot{Z}_{t-2} + \dots + \phi_p \dot{Z}_{t-p} + a_t$$

atau

$$\dot{Z}_t = \sum_{i=1}^p \phi_i \dot{Z}_{t-i} + a_t, \quad (2.1)$$

dengan:

\dot{Z}_t = deret *output* pada waktu ke- t , dengan $\dot{Z}_t = Z_t - \mu$, dimana μ adalah rata-rata dari deret *output*,

\dot{Z}_{t-i} = deret *input* pada waktu ke- $(t-i)$, $i = 1, 2, \dots, p$

ϕ_i = parameter *Autoregressive* (AR) orde i , $i = 1, 2, \dots, p$

a_t = *error iid* pada waktu ke- t , dengan rata-rata 0 dan varians σ_a^2 .

Model VAR merupakan model spesial dari kelas umum model VARIMA. Wei (2006:394-396) menyebutkan bahwa model *Vector Autoregressive Regression* (VAR) merupakan model generalisasi dari *Autoregression* (AR) yang digunakan secara multivariat dengan model umum $\text{VAR}(p)$:

$$\dot{\mathbf{Z}}_t = \Phi_1 \dot{\mathbf{Z}}_{t-1} + \Phi_2 \dot{\mathbf{Z}}_{t-2} + \dots + \Phi_p \dot{\mathbf{Z}}_{t-p} + \mathbf{a}_t$$

atau

$$\dot{\mathbf{Z}}_t = \sum_{i=1}^p \Phi_i \dot{\mathbf{Z}}_{t-i} + \mathbf{a}_t. \quad (2.2)$$

dengan:

m = banyak deret *output*,

$\dot{\mathbf{Z}}_t$ = vektor deret *output* berukuran $m \times 1$ pada waktu ke- t , dengan $\dot{\mathbf{Z}}_t = \mathbf{Z}_t - \boldsymbol{\mu}$,

dimana $\boldsymbol{\mu}$ adalah vektor rata-rata dari deret *output*,

$\dot{\mathbf{Z}}_{t-i}$ = vektor deret *input* berukuran $m \times 1$ pada waktu ke- $(t-i)$, $i = 1, 2, \dots, p$

Φ_i = matriks parameter *Autoregressive* orde i berukuran $m \times m$, $i = 1, 2, \dots, p$

\mathbf{a}_t = vektor *error* iid berukuran $m \times 1$ pada waktu ke- t , dengan rata-rata $\mathbf{0}$ dan varians-kovarians Σ_a .

Persamaan (2.2) secara metrik ditulis:

$$\begin{bmatrix} \dot{Z}_{1,t} \\ \dot{Z}_{2,t} \\ \vdots \\ \dot{Z}_{m,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_{1,11} & \phi_{1,12} & \cdots & \phi_{1,1m} \\ \phi_{1,21} & \phi_{1,22} & \cdots & \phi_{1,2m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \phi_{1,m1} & \phi_{1,m2} & \cdots & \phi_{1,mm} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \dot{Z}_{1,t-1} \\ \dot{Z}_{2,t-1} \\ \vdots \\ \dot{Z}_{m,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{2,11} & \phi_{2,12} & \cdots & \phi_{2,1m} \\ \phi_{2,21} & \phi_{2,22} & \cdots & \phi_{2,2m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \phi_{2,m1} & \phi_{2,m2} & \cdots & \phi_{2,mm} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \dot{Z}_{1,t-2} \\ \dot{Z}_{2,t-2} \\ \vdots \\ \dot{Z}_{m,t-2} \end{bmatrix} + \dots \\ + \begin{bmatrix} \phi_{p,11} & \phi_{p,12} & \cdots & \phi_{p,1m} \\ \phi_{p,21} & \phi_{p,22} & \cdots & \phi_{p,2m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \phi_{p,m1} & \phi_{p,m2} & \cdots & \phi_{p,mm} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \dot{Z}_{1,t-p} \\ \dot{Z}_{2,t-p} \\ \vdots \\ \dot{Z}_{m,t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{1t} \\ a_{2t} \\ \vdots \\ a_{mt} \end{bmatrix},$$

Misalkan deret *inflow* sebagai $\dot{Z}_{1,t}$ dan deret *outflow* sebagai $\dot{Z}_{2,t}$ maka model VAR dengan orde $p=3$ adalah :

$$\begin{bmatrix} \dot{Z}_{1,t} \\ \dot{Z}_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_{1,11} & \phi_{1,12} \\ \phi_{1,21} & \phi_{1,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \dot{Z}_{1,t-1} \\ \dot{Z}_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{2,11} & \phi_{2,12} \\ \phi_{2,21} & \phi_{2,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \dot{Z}_{1,t-2} \\ \dot{Z}_{2,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{3,11} & \phi_{3,12} \\ \phi_{3,21} & \phi_{3,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \dot{Z}_{1,t-3} \\ \dot{Z}_{2,t-3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{1t} \\ a_{2t} \end{bmatrix}$$

Sementara model *Vector Autoregressive Exogenous Variables* (VAR-X) merupakan model VAR dengan tambahan deret input (Akai, 2015:106). Model VARX (p, s^*) dapat dituliskan:

$$\dot{\mathbf{Z}}_t = \Phi_1 \dot{\mathbf{Z}}_{t-1} + \Phi_2 \dot{\mathbf{Z}}_{t-2} + \dots + \Phi_p \dot{\mathbf{Z}}_{t-p} + \Theta_0^* \mathbf{X}_t + \Theta_1^* \mathbf{X}_{t-1} + \dots + \Theta_{s^*}^* \mathbf{X}_{t-s^*} + \mathbf{a}_t$$

atau

$$\dot{\mathbf{Z}}_t = \sum_{i=1}^p \Phi_i \dot{\mathbf{Z}}_{t-i} + \sum_{j=0}^{s^*} \Theta_j^* \mathbf{X}_{t-j} + \mathbf{a}_t. \quad (2.3)$$

dengan:

r = banyak deret *input*,

\mathbf{X}_t = vektor deret *input* berukuran $r \times 1$ pada waktu ke- t ,

\mathbf{X}_{t-j} = vektor deret *input* berukuran $r \times 1$ pada waktu ke $(t-j), j = 1, 2, \dots, s^*$

Θ_0^* = matriks parameter deret *input* orde 0 (waktu ke- t) berukuran $m \times r$,

Θ_j^* = matriks parameter deret *input* orde j berukuran $m \times r, j = 1, 2, \dots, s^*$

Persamaan (2.3) secara metrik dituliskan:

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} \dot{Z}_{1,t} \\ \dot{Z}_{2,t} \\ \vdots \\ \dot{Z}_{m,t} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \phi_{1,11} & \phi_{1,12} & \dots & \phi_{1,1m} \\ \phi_{1,21} & \phi_{1,22} & \dots & \phi_{1,2m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \phi_{1,m1} & \phi_{1,m2} & \dots & \phi_{1,mm} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \dot{Z}_{1,t-1} \\ \dot{Z}_{2,t-1} \\ \vdots \\ \dot{Z}_{m,t-1} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \phi_{p,11} & \phi_{p,12} & \dots & \phi_{p,1m} \\ \phi_{p,21} & \phi_{p,22} & \dots & \phi_{p,2m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \phi_{p,m1} & \phi_{p,m2} & \dots & \phi_{p,mm} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \dot{Z}_{1,t-p} \\ \dot{Z}_{2,t-p} \\ \vdots \\ \dot{Z}_{m,t-p} \end{bmatrix} \\ &+ \begin{bmatrix} \theta_{0,11} & \theta_{0,12} & \dots & \theta_{0,1r} \\ \theta_{0,21} & \theta_{0,22} & \dots & \theta_{0,2r} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \theta_{0,m1} & \theta_{0,m2} & \dots & \theta_{0,mr} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t} \\ X_{2,t} \\ \vdots \\ X_{r,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta_{1,11} & \theta_{1,12} & \dots & \theta_{1,1r} \\ \theta_{1,21} & \theta_{1,22} & \dots & \theta_{1,2r} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \theta_{1,m1} & \theta_{1,m2} & \dots & \theta_{1,mr} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t-1} \\ X_{2,t-1} \\ \vdots \\ X_{r,t-1} \end{bmatrix} + \dots \\ &+ \begin{bmatrix} \theta_{s^*,11} & \theta_{s^*,12} & \dots & \theta_{s^*,1r} \\ \theta_{s^*,21} & \theta_{s^*,22} & \dots & \theta_{s^*,2r} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \theta_{s^*,m1} & \theta_{s^*,m2} & \dots & \theta_{s^*,mr} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t-s^*} \\ X_{2,t-s^*} \\ \vdots \\ X_{r,t-s^*} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{1t} \\ a_{2t} \\ \vdots \\ a_{mt} \end{bmatrix}, \end{aligned}$$

Misalkan deret *inflow* sebagai $\dot{Z}_{1,t}$, deret *outflow* sebagai $\dot{Z}_{2,t}$ dengan orde $p=3$. $V_{i,t}$ adalah variabel *dummy* bernilai 1 pada bulan sebelum hari raya Idul Fitri dan bernilai 0 pada bulan lainnya pada minggu ke- i .

dengan: $i = \begin{cases} 1, & \text{Minggu ke-1} \\ 2, & \text{Minggu ke-2} \\ 3, & \text{Minggu ke-3} \\ 4, & \text{Minggu ke-4} \end{cases}$

maka diperoleh $m=2, r=4, p=3, s^*=2$ atau model VARX(3,2) sebagai berikut.

$$\begin{bmatrix} \dot{Z}_{1,t} \\ \dot{Z}_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_{1,11} & \phi_{1,12} \\ \phi_{1,21} & \phi_{1,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \dot{Z}_{1,t-1} \\ \dot{Z}_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{2,11} & \phi_{2,12} \\ \phi_{2,21} & \phi_{2,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \dot{Z}_{1,t-2} \\ \dot{Z}_{2,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{3,11} & \phi_{3,12} \\ \phi_{3,21} & \phi_{3,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \dot{Z}_{1,t-3} \\ \dot{Z}_{2,t-3} \end{bmatrix} +$$

$$+ \begin{bmatrix} \theta_{0,11} & \theta_{0,12} & \theta_{0,13} & \theta_{0,14} \\ \theta_{0,21} & \theta_{0,22} & \theta_{0,23} & \theta_{0,24} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} V_{1,t} \\ V_{2,t} \\ V_{3,t} \\ V_{4,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta_{1,11} & \theta_{1,12} & \theta_{1,13} & \theta_{1,14} \\ \theta_{1,21} & \theta_{1,22} & \theta_{1,23} & \theta_{1,24} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} V_{1,t-1} \\ V_{2,t-1} \\ V_{3,t-1} \\ V_{4,t-1} \end{bmatrix}$$

$$+ \begin{bmatrix} \theta_{2,11} & \theta_{2,12} & \theta_{2,13} & \theta_{2,14} \\ \theta_{2,21} & \theta_{2,22} & \theta_{2,23} & \theta_{2,24} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} V_{1,t-2} \\ V_{2,t-2} \\ V_{3,t-2} \\ V_{4,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{1,t} \\ a_{2,t} \end{bmatrix}$$

Model VARI-X adalah model VARX dengan tambahan *differencing*. Orde differencing sering dinotasikan dengan d . Model VARI-X(p,d,s^*) secara umum dapat dituliskan (Wei, 2006:400):

$$\mathbf{Z}_t^* = \Phi_1 \mathbf{Z}_{t-1}^* + \Phi_2 \mathbf{Z}_{t-2}^* + \dots + \Phi_p \mathbf{Z}_{t-p}^* + \Theta_0^* \mathbf{X}_t + \Theta_1^* \mathbf{X}_{t-1} + \dots + \Theta_{s^*}^* \mathbf{X}_{t-s^*} + \mathbf{a}_t$$

atau

$$\mathbf{Z}_t^* = \sum_{i=1}^p \Phi_i \mathbf{Z}_{t-i}^* + \sum_{j=0}^{s^*} \Theta_j^* \mathbf{X}_{t-j} + \mathbf{a}_t, \quad (2.4)$$

dengan:

$$\mathbf{Z}_{t-i}^* = \mathbf{D}(B) \mathbf{Z}_{t-i} \quad \text{untuk } i = 0, 1, 2, \dots, p,$$

$$\mathbf{D}(B) = \begin{bmatrix} (1-B)^{d_1} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & (1-B)^{d_2} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & (1-B)^{d_m} \end{bmatrix}, \text{ dan}$$

Nilai vektor residual (taksiran *error*) yang dinotasikan dengan \boldsymbol{e}_t dihitung menggunakan persamaan:

$$\boldsymbol{e}_t = \hat{\boldsymbol{a}}_t = \mathbf{Z}_t - \hat{\mathbf{Z}}_t. \quad (2.5)$$

2.1.2.1 Stasioneritas Data

Data bersifat stasioner merupakan syarat dalam pemodelan *time series*. Pemeriksaan stasioner dilakukan dalam rata-rata dan varians. Pemeriksaan stasioner dalam varians dilakukan menggunakan transformasi *Box-Cox*. Pemeriksaan stasioner dalam rata-rata dapat dilakukan setelah data telah memenuhi syarat stasioner dalam varians. Pemeriksaan stasioner dalam rata-rata menggunakan uji *Augmented Dickey-Fuller* (ADF).

Telah disebutkan sebelumnya bahwa transformasi *Box-Cox* merupakan cara mendeteksi stasioneritas varians. Data dikatakan stasioner dalam varians apabila nilai lambda sama dengan 1,00. Ketika data tidak memenuhi syarat stasioner dalam varians, maka dilakukan transformasi *Box-Cox* menggunakan nilai lambda yang diperoleh (Wei, 2006). Persamaan (2.6) merupakan persamaan umum transformasi *Box-Cox*.

$$T(Z_t) = \frac{Z_t^\lambda - 1}{\lambda}. \quad (2.6)$$

Tabel 2.1 menyajikan bentuk transformasi dengan nilai lambda yang sering digunakan.

Tabel 2.1 Bentuk Transformasi Box-Cox

Nilai λ	Transformasi yang sesuai
-1,0	$1/Z_t$
-0,5	$1/\sqrt{Z_t}$
0	$\ln(Z_t)$
0,5	$\sqrt{Z_t}$
1	Z_t

Pemeriksaan stasioner dalam rata-rata dapat menggunakan uji *Augmented Dickey Fuller*. Uji ADF merupakan pengembangan dari uji *Dickey-Fuller*. Uji

Dickey Fuller (DF) merupakan uji *unit root* yang menggunakan uji statistik *tau* (τ) dengan hipotesis (Gujarati, 2004):

$$H_0: \delta = 0,$$

$$H_1: \delta < 0.$$

Statistik uji yang digunakan dalam uji ADF adalah:

$$\tau = \frac{\hat{\delta}}{SE(\hat{\delta})}.$$

Tolak hipotesis *null* apabila nilai $\tau < \tau_{tabel}$ atau nilai p kurang dari α . Ada tiga jenis pembanding τ , yaitu apabila persamaan uji ADF tanpa *intercept* menggunakan statistik τ_{nc}^* , apabila persamaan melibatkan *intercept* menggunakan statistik τ_c^* , dan apabila persamaan melibatkan *intercept* dan *trend* menggunakan statistik τ_{tc}^* .

Tabel 2.2 menampilkan nilai-nilai pembanding tersebut (Gujarati, 2004).

Tabel 2.2 Tabel Dickey-Fuller

Ukuran Sampel	τ_{nc}^*		τ_c^*		τ_{tc}^*	
	1%	5%	1%	5%	1%	5%
25	-2,66	-1,95	-3,75	-3,00	-4,38	-3,60
50	-2,62	-1,95	-3,58	-2,93	-4,15	-3,50
100	-2,60	-1,95	-3,51	-2,89	-4,04	-3,45
250	-2,58	-1,95	-3,46	-2,88	-3,99	-3,43
500	-2,58	-1,95	-3,44	-2,87	-3,98	-3,42
∞	-2,58	-1,95	-3,43	-2,86	-3,96	-3,41

Telah disebutkan sebelumnya bahwa terdapat persamaan uji ADF tanpa *intercept*, persamaan melibatkan *intercept*, dan persamaan yang melibatkan *intercept* dan *trend*. Uji *Augmented Dickey Fuller* berkembang akibat adanya kasus a_t yang berkorelasi (Gujarati, 2004). Uji ADF mampu merepresentasi orde persamaan proses *autoregressive* dengan orde yang lebih tinggi daripada uji *Dickey Fuller* (Enders, 2004). Uji ADF dapat dibagi menjadi uji ADF *non-seasonal* dan uji ADF *seasonal*. Persamaan regresi untuk uji ADF *non-seasonal* adalah:

1. Model *random walk*

$$\Delta Z_t = \delta Z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta Z_{t-i} + a_t \quad (2.7)$$

2. Model melibatkan *intercept*

$$\Delta Z_t = \beta_0 + \delta Z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta Z_{t-i} + a_t \quad (2.8)$$

3. Model melibatkan *intercept* dan *trend* stokastik

$$\Delta Z_t = \beta_0 + \beta_1 t + \delta Z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta Z_{t-i} + a_t \quad (2.9)$$

Uji ADF *seasonal* menggunakan model multiplikatif sebagai berikut.

$$(1 - \alpha_d B^d) (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_p B^p) Z_t = a_t \quad (2.10)$$

Statistik uji ADF *seasonal* diperoleh dengan langkah sebagai berikut.

1. Estimator awal $\hat{\theta}_i$ dan taksiran residual \hat{a}_t diperoleh dengan melakukan regresi $\Delta^d Z_t$ dengan $\Delta^d Z_{t-1}, \dots, \Delta^d Z_{t-p}$
2. Melakukan regresi \hat{a}_t dengan $(1 - \hat{\theta}_1 B - \dots - \hat{\theta}_p B^p) Z_{t-d}, \Delta^d Z_{t-1}, \dots, \Delta^d Z_{t-p}$ untuk mendapatkan estimasi δ dan $\theta_i - \hat{\theta}_i$.

2.1.2.2 *Corrected Akaike's Information Criterion* (AICc)

Salah satu kriteria pemilihan model terbaik adalah nilai minimum *Corrected Akaike's Information Criterion* (AICc). AICc diperkenalkan oleh Hurvich dan Tsai di tahun 1989. AICc merupakan pengembangan dari AIC. Persamaan berikut adalah persamaan untuk memperoleh nilai AICc.

$$AICc = \ln |\tilde{\Sigma}_p| + \frac{(n+p)m}{n-p-m-1} \quad (2.11)$$

dengan n yaitu banyaknya observasi, p adalah orde parameter *Autoregressive*, dan m adalah banyaknya deret *output*.

2.1.2.3 *Estimasi Parameter Model VARI-X*

Estimasi parameter pada model VARI-X identik dengan estimasi parameter model VAR. Lutkepohl (2005:69) mendefinisikan menggunakan data *time series* dengan banyak data sebanyak n untuk masing-masing variabel sebanyak m .

Misalkan model VAR(p):

$$\mathbf{z}_t = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\Phi}_1 \mathbf{z}_{t-1} + \dots + \boldsymbol{\Phi}_p \mathbf{z}_{t-p} + \mathbf{e}_t \quad (2.12)$$

dengan deskripsi:

$$\mathbf{Z} = (\mathbf{z}_1, \mathbf{z}_2, \dots, \mathbf{z}_n)_{(m \times n)},$$

$$\mathbf{L} = (\boldsymbol{\mu}, \boldsymbol{\Phi}_1, \boldsymbol{\Phi}_2, \dots, \boldsymbol{\Phi}_p)_{(m \times (mp+1))},$$

$$\mathbf{A}_t = \begin{pmatrix} 1 \\ \mathbf{z}_t \\ \vdots \\ \mathbf{z}_{t-p+1} \end{pmatrix}_{((mp+1) \times 1)},$$

$$\mathbf{A} = (\mathbf{A}_0, \dots, \mathbf{A}_{n-1})_{((mp+1) \times n)},$$

$$\mathbf{E} = (\mathbf{e}_1, \mathbf{e}_2, \dots, \mathbf{e}_n)_{(m \times n)},$$

$$\mathbf{z} = (\text{vec}(\mathbf{Z}))_{(mn \times 1)},$$

$$\mathbf{C} = (\text{vec}(\mathbf{L}))_{((m^2 p + m) \times 1)},$$

$$\mathbf{c} = (\text{vec}(\mathbf{L}^T))_{((m^2 p + m) \times 1)},$$

$$\mathbf{e} = (\text{vec}(\mathbf{E}))_{(mn \times 1)},$$

Model VAR(p) pada persamaan (2.12) dapat ditulis menjadi:

$$\mathbf{Z} = \mathbf{LA} + \mathbf{E}, \quad (2.13)$$

$$\text{vec}(\mathbf{Z}) = \text{vec}(\mathbf{LA}) + \text{vec}(\mathbf{E}) = (\mathbf{A}^T \otimes \mathbf{I}_m) \text{vec}(\mathbf{L}) + \text{vec}(\mathbf{E}),$$

$$\mathbf{z} = (\mathbf{A}^T \otimes \mathbf{I}_m) \mathbf{C} + \mathbf{e}. \quad (2.14)$$

Kovarians dari matriks \mathbf{e} yaitu:

$$\boldsymbol{\Sigma}_e = \mathbf{I}_n \otimes \boldsymbol{\Sigma}_e, \quad (2.15)$$

sehingga estimasi *Least Square* (LS) multivariat disebut *Generalized Least Square* (GLS) dari \mathbf{C} berarti memilih estimator dan meminimalkan $S(\mathbf{C})$ dimana:

$$\begin{aligned} S(\mathbf{C}) &= \mathbf{e}^T (\mathbf{I}_n \otimes \boldsymbol{\Sigma}_e)^{-1} \mathbf{e} = \mathbf{e}^T (\mathbf{I}_n \otimes \boldsymbol{\Sigma}_e^{-1}) \mathbf{e} \\ &= (\mathbf{z} - (\mathbf{A}^T \otimes \mathbf{I}_m) \mathbf{C})^T (\mathbf{I}_n \otimes \boldsymbol{\Sigma}_e^{-1}) (\mathbf{z} - (\mathbf{A}^T \otimes \mathbf{I}_m) \mathbf{C}) \\ &= \text{vec}(\mathbf{Z} - \mathbf{LA})^T (\mathbf{I}_n \otimes \boldsymbol{\Sigma}_e^{-1}) \text{vec}(\mathbf{Z} - \mathbf{LA}) \end{aligned}$$

$$= \text{tr} \left[(\mathbf{Z} - \mathbf{LA})^T \Sigma_e^{-1} (\mathbf{Z} - \mathbf{LA}) \right]. \quad (2.16)$$

Persamaan (2.16) diminimalkan, maka:

$$\begin{aligned} S(\mathbf{C}) &= \mathbf{z}^T (\mathbf{I}_n \otimes \Sigma_e^{-1}) \mathbf{z} + \mathbf{C}^T (\mathbf{A} \otimes \mathbf{I}_m) (\mathbf{I}_n \otimes \Sigma_e^{-1}) (\mathbf{A}^T \otimes \mathbf{I}_m) \mathbf{C} \\ &\quad - 2\mathbf{C}^T (\mathbf{A} \otimes \mathbf{I}_m) (\mathbf{I}_n \otimes \Sigma_e^{-1}) \mathbf{z} \\ &= \mathbf{z}^T (\mathbf{I}_n \otimes \Sigma_e^{-1}) \mathbf{z} + \mathbf{C}^T (\mathbf{AA}^T \otimes \Sigma_e^{-1}) \mathbf{C} - 2\mathbf{C}^T (\mathbf{A} \otimes \Sigma_e^{-1}) \mathbf{z}. \end{aligned} \quad (2.17)$$

Dalam meminimalkan $S(\mathbf{C})$, terdapat syarat yaitu turunan pertama bernilai nol dan turunan kedua merupakan matriks definit positif. Oleh karena itu, persamaan (2.17) diturunkan terhadap \mathbf{C} , didapatkan hasil:

$$\frac{\partial S(\mathbf{C})}{\partial \mathbf{C}} = 2(\mathbf{AA}^T \otimes \Sigma_e^{-1}) \mathbf{C} - 2(\mathbf{A} \otimes \Sigma_e^{-1}) \mathbf{z}. \quad (2.18)$$

Persamaan (2.18) disamadengangkan nol, sehingga didapatkan persamaan normal yaitu:

$$(\mathbf{AA}^T \otimes \Sigma_e^{-1}) \hat{\mathbf{C}} = (\mathbf{A} \otimes \Sigma_e^{-1}) \mathbf{z}$$

dan diperoleh estimasi parameter ($\hat{\mathbf{C}}$) sebagai:

$$\hat{\mathbf{C}} = \left((\mathbf{AA}^T)^{-1} \otimes \Sigma_e \right) (\mathbf{A} \otimes \Sigma_e^{-1}) \mathbf{z} = \left((\mathbf{AA}^T)^{-1} \mathbf{A} \otimes \mathbf{I}_m \right) \mathbf{z}. \quad (2.19)$$

Hessian dari $S(\mathbf{C})$ adalah:

$$\frac{\partial^2 S(\mathbf{C})}{\partial \mathbf{C} \partial \mathbf{C}^T} = 2(\mathbf{AA}^T \otimes \Sigma_e^{-1}). \quad (2.20)$$

Hessian tersebut merupakan matriks definit positif yang mengkonfirmasi bahwa $\hat{\mathbf{C}}$ benar-benar meminimalkan vektor. Σ_e merupakan residual *least square* multivariat dengan ukuran $m \times m$.

$$\begin{aligned} \hat{\Sigma}_e &= \frac{1}{n-mp-1} \sum_{t=1}^n \mathbf{e}_t \mathbf{e}_t^T \\ &= \frac{1}{n-mp-1} (\mathbf{Z} - \hat{\mathbf{L}}\mathbf{A})(\mathbf{Z} - \hat{\mathbf{L}}\mathbf{A})^T \\ &= \frac{1}{n-mp-1} [\mathbf{Z} - \mathbf{Z}\mathbf{A}^T(\mathbf{AA}^T)^{-1}\mathbf{A}] [\mathbf{Z} - \mathbf{Z}\mathbf{A}^T(\mathbf{AA}^T)^{-1}\mathbf{A}]^T \\ &= \frac{1}{n-mp-1} \mathbf{Z} (\mathbf{I}_n - \mathbf{A}^T(\mathbf{AA}^T)^{-1}\mathbf{A}) \mathbf{Z}^T. \end{aligned} \quad (2.21)$$

$\tilde{\Sigma}_p$ merupakan residual matriks kovarian tanpa koreksi derajat bebas dari model VAR(p) yang dapat ditulis:

$$\tilde{\Sigma}_p = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n e_t e_t^T. \quad (2.22)$$

$\tilde{\Sigma}_p$ inilah yang digunakan dalam perhitungan AICc pada subbab 2.1.2.2.

Standard error parameter ($SE(\hat{\mathbf{C}})$) diperoleh dari akar diagonal matriks kovarian parameter, yaitu:

$$SE(\hat{\mathbf{C}}) = \sqrt{diag(\hat{\Sigma} \otimes (\mathbf{A}\mathbf{A}^T)^{-1})}. \quad (2.23)$$

2.1.2.4 Pengujian Signifikansi Parameter Model VARI-X

Pengujian signifikansi parameter pada VARI-X dapat menggunakan kriteria uji t (Lutkepohl, 2005:79). Telah disebutkan sebelumnya bahwa terdapat parameter *Autoregressive* dan parameter deret *input*. Hipotesis yang digunakan untuk menguji parameter *Autoregressive* adalah sebagai berikut:

$$H_0: \phi_{i,jk} = 0,$$

$$H_1: \phi_{i,jk} \neq 0, \quad i = 1, 2, \dots, p, \quad j = 1, 2, \dots, m, \quad k = 1, 2, \dots, m.$$

dengan:

$\phi_{i,jk}$ = parameter *Autoregressive* orde ke- i dengan deret *output* ke- jk .

p = orde *Autoregressive*

m = banyak deret *output*

Statistik uji yang digunakan:

$$t = \frac{\hat{\phi}_{i,jk}}{SE(\hat{\phi}_{i,jk})}.$$

Sementara hipotesis dalam pengujian signifikansi parameter *input* adalah sebagai berikut:

$$H_0: \theta_{i,jk} = 0,$$

$$H_1: \theta_{i,jk} \neq 0, \quad i = 1, 2, \dots, s, \quad j = 1, 2, \dots, m, \quad k = 1, 2, \dots, r.$$

dengan:

- $\theta_{i,jk}$ = parameter deret *input* orde ke-*i* dengan deret *output* ke-*j* dan deret *input* ke-*k*.
- s = orde deret *input*
- m = banyak deret *output*
- r = banyak deret *input*

Statistik uji untuk parameter $\theta_{i,jk}$ adalah:

$$t = \frac{\hat{\theta}_{i,jk}}{SE(\hat{\theta}_{i,jk})}$$

dengan daerah penolakan: $-t < t_{n-n_p, \alpha/2}$ atau $t > t_{n-n_p, 1-(\alpha/2)}$

n adalah jumlah pengamatan dan n_p adalah jumlah parameter yang ditaksir. Tolak hipotesis *null* apabila nilai $|t|$ lebih besar dari nilai t dengan derajat bebas $n-n_p$ dan tingkat signifikansi $\alpha/2$ atau nilai p kurang dari α . Apabila kesimpulan yang diperoleh adalah tolak hipotesis *null*, maka parameter ϕ dan θ dalam model adalah signifikan. $SE(\hat{\phi}_{i,jk})$ dan $SE(\hat{\theta}_{i,jk})$ merupakan *standard error* parameter $\phi_{i,jk}$ dan $\theta_{i,jk}$ yang dapat diperoleh menggunakan persamaan 2.23.

2.1.2.5 Interval Konfidensi Model VARI-X

Ramalan interval pada model VARI-X dapat dituliskan:

$$\hat{Z}_{i,t+k} \pm N_{\alpha/2} \sqrt{\text{var}(e_{i,t+k})}. \quad (2.24)$$

dengan $i=1,2,\dots, m$. $\hat{Z}_{i,t+k}$ adalah nilai ramalan titik *output* ke- *i* pada saat ke- $(t+k)$ dan $N_{\alpha/2}$ adalah nilai pada tabel distribusi normal standart dengan tingkat signifikansi $\alpha / 2$. Nilai varians dari residual dapat diperoleh menggunakan persamaan 2.21.

2.1.2 Model *Constant Conditional Correlation*-MGARCH

Model MGARCH secara umum adalah:

$$\mathbf{e}_t = \mathbf{H}_t^{1/2} \mathbf{g}_t, \quad (2.25)$$

dengan \mathbf{H}_t merupakan matriks kovarians bersyarat dari \mathbf{e}_t , berukuran $m \times m$ pada waktu ke- t , dan $\mathbf{H}_t^{1/2}$ diperoleh dari faktorisasi Cholesky matriks kovarians bersyarat. \mathbf{g}_t adalah vektor *error* iid berukuran $m \times 1$ pada waktu ke- t . $E[\mathbf{g}_t] = 0$ dan $E[\mathbf{g}_t \mathbf{g}_t^T] = \mathbf{I}$.

Model MGARCH terbagi menjadi model *Conditional Covariance Matrix* dan *Conditional Correlation Matrix*. Kelemahan dalam model *conditional covariance matrix* adalah interpretasi parameter model dengan jumlah parameter yang besar sulit dilakukan karena estimasi parameter yang sulit (Minović dan Simeunović, 2008). Untuk menyelesaikan masalah ini Bollerlev (1990) menyarankan penggunaan korelasi konstan. Model ini dikenal sebagai model *Constant Conditional Correlation* (CCC) (Billio, 2004). Model umum CCC-MGARCH adalah sebagai berikut (Orskaug, 2009):

$$\mathbf{H}_t = \mathbf{D}_t \mathbf{R} \mathbf{D}_t \quad (2.26)$$

dengan:

$$\mathbf{D}_t = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{1,t}} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{2,t}} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \sqrt{h_{m,t}} \end{bmatrix},$$

$$\mathbf{R} = \begin{bmatrix} 1 & \rho_{1,2} & \cdots & \rho_{1,m-1} & \rho_{1,m} \\ \rho_{2,1} & 1 & \cdots & \rho_{2,m-1} & \rho_{2,m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \rho_{m-1,1} & \rho_{m-1,2} & \cdots & 1 & \rho_{m-1,m} \\ \rho_{m,1} & \rho_{m,2} & \cdots & \rho_{m,m-1} & 1 \end{bmatrix}.$$

$$h_{i,t} = \alpha_{0i} + \sum_{q=1}^Q \alpha_{qi} e_{i,t-q}^2 + \sum_{p=1}^P \beta_{pi} h_{i,t-p}, \quad \text{untuk } i = 1, 2, \dots, m, \quad (2.27)$$

m = banyak deret *output*.

\mathbf{D}_t merupakan elemen matriks diagonal dari *conditional covariance matrix* \mathbf{H}_t dan \mathbf{R} adalah matriks korelasi bersyarat dari \mathbf{e}_t berukuran $m \times m$. Syarat parameter CCC-MGARCH adalah $\alpha > 0$, $\beta > 0$, $\alpha > 0$, dan $-1 \leq R \leq 1$.

2.1.2.1 Identifikasi Pengaruh ARCH

Identifikasi pengaruh ARCH dapat dilakukan menggunakan *Matrix Cross Correlation Function* (MCCF) dan *Matrix Partial Cross Correlation Function* (MPCCF) residual kuadrat. Diberikan data sebanyak n dengan v_1, v_2, \dots, v_n , maka MCCF dihitung sebagai:

$$\hat{u}(k) = [\hat{u}_{ij}(k)], \quad (2.28)$$

atau

$$\hat{u}_{ij}(k) = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (v_{i,t} - \bar{v}_i)(v_{j,t+k} - \bar{v}_j)}{\left[\sum_{t=1}^n (v_{i,t} - \bar{v}_i)^2 \sum_{t=1}^n (v_{j,t} - \bar{v}_j)^2 \right]^{1/2}}, \quad (2.29)$$

dengan $\hat{u}_{ij}(k)$ adalah *sample cross-correlation* untuk komponen *series* pada level ke- i dan j . \bar{v}_i dan \bar{v}_j merupakan rata-rata sampel (residual kuadrat) dari komponen *series* yang bersesuaian (Wei, 2006:401). Barlett (1996) dalam Wei (2006) telah menurunkan varians dan kovarians dari besaran korelasi silang yang diperoleh dari sampel. Apabila hipotesis menyatakan tidak ada korelasi antara v_i dan v_j , maka Barlett menunjukkan bahwa:

$$\text{Varians}[\hat{u}_{ij}(k)] \approx \frac{1}{n-k} \left[1 + 2 \sum_{s=1}^q u_{ii}(s) u_{jj}(s) \right], \quad |k| > q. \quad (2.30)$$

$$\text{Kovarians}[\hat{u}_{ij}(k), \hat{u}_{ij}(k+s)] \approx \frac{1}{n-k}, \quad (2.31)$$

$$\text{Varians}[\hat{u}_{ij}(k)] \approx \frac{1}{n-k}. \quad (2.32)$$

Ketika deret v_i dan v_j merupakan deret *white noise*, diperoleh persamaan (2.31) dan (2.32) dan untuk ukuran sampel yang besar, $(n-k)$ pada persamaan (2.32) seringkali diganti dengan n .

Tiao dan Box (1981:806-807) menggunakan simbol “+”, “-“, dan “.” untuk merepresentasikan nilai koefisien korelasi dari matriks *cross-correlation*. Simbol “+” untuk nilai koefisien korelasi yang lebih besar atau sama dengan 2 kali estimasi *standard error*. Simbol “-“ untuk nilai koefisien korelasi yang kurang dari atau sama dengan -2 kali estimasi *standard error*. Sementara “.” untuk nilai

koefisien berada dalam interval -2 kali standar error dan 2 kali *standard error*.

Nilai standard error adalah $1/\sqrt{n}$.

Partial Autocorrelation Function (PACF) merupakan perhitungan yang dapat digunakan untuk mengidentifikasi orde dari model univariat AR. Hal yang sama berlaku pada *Matrix Partial Cross Correlation Function* (MPCCF) yang digunakan untuk mengidentifikasi orde model multivariat AR. Tiao dan Box (1981) mendefinisikan matriks partial autoregression pada lag k , dinotasikan dengan $\boldsymbol{\phi}(k)$. Untuk orde $k \geq 2$, maka $\mathbf{B}(k)$, $\mathbf{q}(k)$, dan $\mathbf{o}(k)$ didefinisikan sebagai:

$$\mathbf{B}(k) = \begin{bmatrix} \Gamma(0) & \Gamma^T(1) & \cdots & \Gamma^T(k-2) \\ \Gamma(1) & \Gamma(0) & \cdots & \Gamma^T(k-3) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \Gamma(k-2) & \Gamma(k-3) & \cdots & \Gamma(0) \end{bmatrix},$$

$$\mathbf{o}(k) = \begin{bmatrix} \Gamma(1) \\ \Gamma(2) \\ \vdots \\ \Gamma(k-1) \end{bmatrix}, \text{ dan } \mathbf{q}(k) = \begin{bmatrix} \Gamma^T(k-1) \\ \Gamma^T(k-2) \\ \vdots \\ \Gamma^T(1) \end{bmatrix}.$$

Sehingga persamaan untuk MPCCF dinyatakan:

$$\boldsymbol{\phi}(k) = \begin{cases} \Gamma^T(1)[\Gamma^T(0)]^{-1}, & k=1, \\ \left\{ \Gamma^T(k) - \mathbf{o}^T(k)[\mathbf{B}(k)]^{-1} \mathbf{q}(k) \right\} \left\{ \Gamma^T(0) - \mathbf{q}^T(k)[\mathbf{B}(k)]^{-1} \mathbf{q}(k) \right\}^{-1}, & k>1. \end{cases} \quad (2.33)$$

Apabila model yang terbentuk AR(p), maka $\boldsymbol{\phi}(k)$ dapat didefinisikan:

$$\boldsymbol{\phi}(k) = \begin{cases} \Phi_p, & k=p \\ 0, & k>p. \end{cases} \quad (2.34)$$

Estimasi sampel dari $\boldsymbol{\phi}(k)$ dapat diperoleh dengan mengganti $\Gamma(k)$ pada persamaan (2.16) dengan matriks kovarians sampel sebagai berikut (Wei, 2006:402):

$$\hat{\Gamma}(k) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n-k} (\mathbf{v}_t - \bar{\mathbf{v}})(\mathbf{v}_{t+k} - \bar{\mathbf{v}})^T, \quad k=1,2,\dots \quad (2.35)$$

dengan $\bar{\mathbf{v}} = (\bar{v}_1, \bar{v}_2, \dots, \bar{v}_m)'$ adalah vektor rata-rata sampel.

2.1.2.2 Estimasi Parameter Model CCC-MGARCH

Estimasi parameter CCC-MGARCH dalam penelitian ini mengasumsikan *error* mengikuti distribusi *Gaussian* multivariat. Distribusi bersama dari *error*, g_1, g_2, \dots, g_n , adalah (Orskaug, 2009:27):

$$f(\mathbf{g}_t) = \prod_{t=1}^n \frac{1}{(2\pi)^{m/2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \mathbf{g}_t^T \mathbf{g}_t \right\}, \quad E[\mathbf{g}_t] = 0 \text{ dan } E[\mathbf{g}_t \mathbf{g}_t^T] = \mathbf{I},$$

dengan $t = 1, 2, \dots, n$ adalah periode waktu yang digunakan untuk mengestimasi parameter model. Fungsi *likelihood* untuk $\mathbf{e}_t = \mathbf{H}_t^{1/2} \mathbf{g}_t$ yang diperoleh menggunakan aturan transformasi linier terhadap variabel adalah sebagai berikut:

$$L(\lambda) = \prod_{t=1}^n \frac{1}{(2\pi)^{m/2} |\mathbf{H}_t|^{1/2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \mathbf{e}_t^T \mathbf{H}_t^{-1} \mathbf{e}_t \right\}, \quad (2.36)$$

dimana, λ merupakan parameter dalam model. Parameter λ dibagi menjadi 2 kelompok, yaitu ψ dan ρ sehingga $(\lambda) = (\psi_1, \psi_2, \dots, \psi_m, \rho)$ dengan $\psi_i = (\alpha_{0i}, \alpha_{1i}, \dots, \alpha_{Qi}, \beta_{1i}, \beta_{2i}, \dots, \beta_R)$ merupakan parameter dari model GARCH univariat dan ρ merupakan parameter dari korelasi bersyarat. Persamaan (2.36) disubstitusikan menggunakan persamaan (2.34) menjadi:

$$\begin{aligned} \ln(L(\lambda)) &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^n (n \ln(2\pi) + \ln(|\mathbf{H}_t|) + \mathbf{e}_t^T \mathbf{H}_t^{-1} \mathbf{e}_t) \\ &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^n (n \ln(2\pi) + \ln(|\mathbf{D}_t \mathbf{R} \mathbf{D}_t|) + \mathbf{e}_t^T \mathbf{D}_t^{-1} \mathbf{R}^{-1} \mathbf{D}_t^{-1} \mathbf{e}_t) \\ &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^n (n \ln(2\pi) + 2 \ln(|\mathbf{D}_t|) + \ln(|\mathbf{R}|) + \mathbf{e}_t^T \mathbf{D}_t^{-1} \mathbf{R}^{-1} \mathbf{D}_t^{-1} \mathbf{e}_t). \end{aligned} \quad (2.37)$$

Estimasi CCC-MGARCH dilakukan dengan cara mengganti \mathbf{R} dengan matriks identitas \mathbf{I}_m , sehingga didapatkan fungsi *quasi-likelihood*. Langkah ini menghasilkan estimasi parameter $\psi = (\psi_1, \psi_2, \dots, \psi_m)$. Ketika λ diestimasi, maka varians bersyarat $h_{i,t}$ juga diestimasi untuk masing-masing deret *output* ke $i = 1, 2, \dots, m$ dan $\boldsymbol{\epsilon}_t = \mathbf{D}_t^{-1/2} \mathbf{e}_t$.

$$\begin{aligned} \ln(L_1(\psi)) &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^n (n \ln(2\pi) + 2 \ln(|\mathbf{D}_t|) + \ln(|\mathbf{I}_m|) + \mathbf{e}_t^T \mathbf{D}_t^{-1} \mathbf{I}_m \mathbf{D}_t^{-1} \mathbf{e}_t) \\ &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^n (n \ln(2\pi) + 2 \ln(|\mathbf{D}_t|) + \mathbf{e}_t^T \mathbf{D}_t^{-1} \mathbf{I}_m \mathbf{D}_t^{-1} \mathbf{e}_t) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^n \left(n \ln(2\pi) + \sum_{i=1}^m \left[\ln(h_{i,t}) + \frac{e_{i,t}^2}{h_{i,t}} \right] \right) \\
&= \sum_{t=1}^n \left(-\frac{1}{2} \sum_{i=1}^m \left[\ln(h_{i,t}) + \frac{e_{i,t}^2}{h_{i,t}} \right] + \text{konstanta} \right). \tag{2.38}
\end{aligned}$$

Selanjutnya untuk mengestimasi ρ maka persamaan (2.37) disubstitusi dengan $\boldsymbol{\varepsilon}_t = \mathbf{D}_t^{-1/2} \mathbf{e}_t$ dan karena hasil (2.38) merupakan konstanta maka pada langkah ini tidak dilibatkan. Sehingga diperoleh:

$$\begin{aligned}
\ln(L_2(\rho)) &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^n \left(n \ln(2\pi) + 2 \ln(|\mathbf{D}_t|) + \ln(|\mathbf{R}|) + \mathbf{e}_t^T \mathbf{D}_t^{-1} \mathbf{R}^{-1} \mathbf{D}_t^{-1} \mathbf{e}_t \right) \\
&= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^n \left(n \ln(2\pi) + 2 \ln(|\mathbf{D}_t|) + \ln(|\mathbf{R}|) + \boldsymbol{\varepsilon}_t^T \mathbf{R}^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t \right) \\
&= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^n \left(\ln(|\mathbf{R}|) + \boldsymbol{\varepsilon}_t^T \mathbf{R}^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t \right). \tag{2.39}
\end{aligned}$$

2.1.2.3 Pengujian Signifikansi Parameter Model CCC-MGARCH

Dalam model CCC-MGARCH *standard error* parameter diperoleh melalui iterasi. Hipotesis yang digunakan dalam pengujian signifikansi adalah sebagai berikut:

$$H_0 : \lambda = 0,$$

$$H_1 : \lambda \neq 0,$$

dengan λ berisi parameter model CCC-MGARCH seperti pada subbab 2.1.2.1.

Statistik uji yang digunakan adalah:

$$t = \frac{\hat{\lambda}}{SE(\hat{\lambda})}.$$

dengan daerah penolakan: $-t < t_{n-1, \alpha/2}$ atau $t > t_{n-1, 1-(\alpha/2)}$

Tolak hipotesis *null* apabila nilai $|t|$ lebih besar dari nilai t dengan derajat bebas $n-1$ dan tingkat signifikansi $\alpha/2$ atau nilai p kurang dari α .

2.1.2.4 Peramalan Pada Model CCC-MGARCH

Peramalan pada model CCC-MGARCH adalah menentukan matriks kovarians bersyarat pada waktu ke- $t+k$.

$$\hat{\mathbf{H}}_{t+k} = \hat{\mathbf{D}}_{t+k} \hat{\mathbf{R}} \hat{\mathbf{D}}_{t+k}. \quad (2.40)$$

dengan matriks diagonal standart deviasi bersyarat pada waktu ke- $t+k$. Dalam menggunakan CCC-MGARCH(1,1), ramalan matriks diagonal standart deviasi bersyarat pada waktu ke- $t+k$ adalah sebagai berikut:

$$\hat{\mathbf{D}}_{t+k} = \begin{bmatrix} \sqrt{E(h_{1,t+k} | F_t)} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & \sqrt{E(h_{2,t+k} | F_t)} & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & \sqrt{E(h_{m,t+k} | F_t)} \end{bmatrix}$$

dengan:

$$E[h_{i,t+1} | F_t] = \alpha_{0i} + \alpha_{li} e_{i,t}^2 + \beta_{li} h_{i,t}. \quad (2.41)$$

$$E[h_{i,t+k} | F_t] = \sum_{j=0}^{k-2} \alpha_{0i} (\alpha_{li} + \beta_{li})^j + (\alpha_{li} + \beta_{li})^{k-1} E[h_{i,t+1} | F_t], \quad (2.42)$$

2.1.2.5 Interval Konfidensi Model Gabungan

Model Gabungan adalah model dengan ramalan titik menggunakan VARI-X dan ramalan interval menggunakan CCC-MGARCH. Ramalan interval pada model Gabungan dapat dituliskan:

$$\hat{Z}_{i,t+k} \pm N_{\alpha/2} \sqrt{h_{i,t+k}}. \quad (2.43)$$

dengan:

$\hat{Z}_{i,t+k}$ = Ramalan titik hasil model VARI-X *output* ke- i pada saat ke- $(t+k)$.

$\sqrt{h_{i,t+k}}$ = Akar *conditional covariance matrix* pada *output* ke- i pada saat ke- $(t+k)$.

$N_{\alpha/2}$ = Nilai pada tabel distribusi normal standart tingkat signifikansi $\alpha / 2$.

2.1.3 Uji Kesesuaian Model

Asumsi yang harus terpenuhi dalam residual adalah *white noise* dan berdistribusi normal multivariat. Dalam model VARI-X yang diuji adalah residual hasil estimasi. Sementara pada model Gabungan yang diuji adalah *standardized residual* hasil peramalan interval (CCC-MGARCH). Apabila kedua asumsi terpenuhi maka diperoleh model VARI-X dan CCC-MGARCH yang sesuai.

1. Uji Asumsi Residual Independen

Uji asumsi residual independen bertujuan untuk mengetahui signifikansi secara keseluruhan pada autokorelasi vektor residual. Uji asumsi *white noise* dapat diperoleh berdasarkan nilai AICc dari data residual menggunakan persamaan (2.11). Ketika nilai AICc minimum ada pada AR 0 dan MA 0, maka dapat dikatakan bahwa residual sudah memenuhi asumsi *white noise*.

2. Uji Asumsi Residual Berdistribusi Normal Multivariat

Uji asumsi distribusi normal multivariat dilakukan untuk mengetahui apakah vektor residual berdistribusi normal multivariat atau tidak. Pengujian dilakukan menggunakan uji normalitas multivariat Shapiro-Wilk (Alva & Estrada, 2009:1872). Hipotesis yang akan digunakan dalam uji Saphiro-Wilk yaitu:

$$H_0: \text{Vektor residual berdistribusi } N_m(\mathbf{0}, \mathbf{I}),$$

$$H_1: \text{Vektor residual bukan berdistribusi } N_m(\mathbf{0}, \mathbf{I}).$$

Statistik uji yang digunakan dalam pengujian ini yaitu:

$$W = \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m W_{\xi_i},$$

dengan W_{ξ_i} merupakan statistik Shapiro-Wilk pada level ke- i dari observasi yang telah ditransformasi $\xi_1, \xi_2, \dots, \xi_m$, $i = 1, 2, \dots, m$. Ketika e_1, e_2, \dots, e_n mengikuti $N_m(\mathbf{0}, \Sigma_e)$ maka $\xi_i = S^{-1/2}(e_i - \bar{e}) \sim N_m(\mathbf{0}, \mathbf{I})$ dengan $S^{-1/2}$ merupakan akar kuadrat dari matriks definit positif S^{-1} . Tolak hipotesis *null* apabila nilai W kurang dari $c_{\alpha(n,m)}$ atau nilai p kurang dari α yang menunjukkan bahwa vektor residual tidak memenuhi asumsi distribusi normal multivariat.

2.1.4 Ukuran Kebaikan Model

Hyndman dan Koehler (2006) menyebutkan bahwa terdapat berbagai cara dalam mengevaluasi metode peramalan. Pengukuran ini terbagi atas 5 kelompok, yaitu *scaled dependent measure*, *scaled independent measures*, *relative error*, *relative measure*, dan *scaled error measure*. Hyndman dan Koehler juga menunjukkan kelebihan dan kelemahan pada masing-masing metode pengukuran akurasi. *Mean Absolute Percentage Error* (MAPE) merupakan salah satu ukuran

kebaikan model. MAPE dihitung dari selisih antara hasil estimasi dari deret *output* dan deret *output* itu sendiri.

$$MAPE = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N \frac{|Z_{t+k} - \hat{Z}_{t+k}|}{Z_{t+k}}, \quad (2.44)$$

dengan:

Z_t = vektor deret *output* pada waktu ke- t ,

\hat{Z}_t = vektor estimasi deret *output* pada waktu ke- t ,

N = jumlah ramalan yang dilakukan.

2.2 Tinjauan Umum

Definisi dari uang kartal adalah alat pembayaran yang sah dan wajib diterima oleh masyarakat dalam transaksi jual beli sehari-hari. Uang kartal bukan hanya uang kartal yang berada di masyarakat, namun termasuk uang yang disimpan oleh bank umum. Terdapat dua jenis uang kartal yaitu uang logam dan uang giral. Menurut UU No. 23 Tahun 1999 pasal 23 ayat 1, Bank Indonesia memiliki hak tunggal untuk mengeluarkan uang kertas dan uang logam.

Peredaran uang kartal di masyarakat merupakan salah satu tugas khusus Bank Indonesia. Peredaran uang kartal ini mencakup transaksi arus masuk maupun arus keluar uang kartal di Bank Indonesia. Melalui kegiatan setoran bank umum, uang kartal masuk ke Bank Indonesia. Aliran uang masuk tersebut disebut *inflow*. Sementara aliran uang keluar, yang disebut *outflow*, keluar dari Bank Indonesia melalui proses penarikan uang tunai bank umum dan giro di BI atau pembayaran tunai melalui BI (Bank Indonesia, 2013). Peningkatan jumlah uang yang beredar merupakan akibat tingginya *outflow* dan rendahnya *inflow* pada Bank Indonesia. Jumlah *outflow* yang tinggi menyebabkan inflasi. Gambaran *inflow* dan *outflow* uang kartal yang tepat diperlukan untuk menentukan kebijakan percetakan dan pengadaan uang oleh Bank Indonesia. Pola perkembangan uang yang beredar tidak terlepas dari perkembangan aktivitas ekonomi nasional dan pola musiman. Pola musiman biasa terjadi ketika terdapat kenaikan uang beredar pada periode menjelang hari raya keagamaan, libur tahun baru, dan libur dan pendaftaran sekolah. Pola musiman yang paling jelas terjadi adalah pada hari raya Idul Fitri.

Menjelang hari raya Idul Fitri terjadi kenaikan *outflow* dan pada hari-hari setelah Idul Fitri terjadi kenaikan *inflow* (Bank Indonesia, 2012).

Bank Indonesia memiliki 43 kantor perwakilan Dalam Negeri (KPwDN), 4 kantor perwakilan Bank Indonesia Luar Negeri, dan 1 kantor pusat. Kantor Pusat terbagi menjadi dua yaitu DKI Jakarta dan Nasional. *Inflow* uang kartal di Indonesia pada tahun 2014 mencapai 484 triliun rupiah dengan *outflow* mencapai 512 triliun rupiah. Jawa Timur merupakan provinsi dengan *inflow* terbesar pada tahun 2014 yaitu 14,34 triliun rupiah dan *outflow* terbesar ketiga yaitu 14,44 triliun rupiah. Jawa Timur memiliki pertumbuhan ekonomi tertinggi dibandingkan dengan provinsi lainnya di Pulau Jawa. Pertumbuhan ekonomi Jawa Timur mencapai 5,9% pada tahun 2014 dan melampaui pertumbuhan ekonomi Nasional yang sebesar 5,0% (Bank Indonesia, 2015).

BAB III

METODOLOGI PENELITIAN

3.1 Sumber Data

Data yang digunakan dalam penelitian ini merupakan data sekunder yang diperlukan untuk memodelkan dan meramalkan *inflow* dan *outflow* uang kartal di Indonesia dan Jawa Timur. Data yang diperoleh dari Bank Indonesia adalah data bulanan *inflow* dan *outflow* uang kartal tahun 2003 sampai 2014. Data variasi kalender hari raya Idul Fitri diperoleh dari Kalender Tahunan dari tahun 2003 sampai 2014.

Data dibagi menjadi data *in-sample* dan *out-sample*. Data *in-sample* merupakan data tahun 2003 sampai dengan 2013 dan data *out-sample* merupakan data tahun 2014.

3.2 Variabel Penelitian

Variabel penelitian yang digunakan adalah sebagai berikut:

1. Deret *Output*

- $Z_{11,t}$ = *Inflow* uang kartal Nasional pada bulan ke- t (milyar rupiah)
 $Z_{21,t}$ = *Outflow* uang kartal Nasional pada bulan ke- t (milyar rupiah)
 $Z_{12,t}$ = *Inflow* uang kartal Jawa Timur pada bulan ke- t (milyar rupiah)
 $Z_{22,t}$ = *Outflow* uang kartal Jawa Timur pada bulan ke- t (milyar rupiah)

2. Deret *Input*

- $V_{i,t}^-$ = Variabel *dummy*, bernilai 1 pada satu bulan sebelum hari raya Idul Fitri dan bernilai 0 pada bulan lainnya pada minggu ke – i .
 $V_{i,t}$ = Variabel *dummy*, bernilai 1 pada bulan hari raya Idul Fitri dan bernilai 0 pada bulan lainnya pada minggu ke – i .
 $V_{i,t}^+$ = Variabel *dummy*, bernilai 1 pada satu bulan sesudah hari raya Idul Fitri dan bernilai 0 pada bulan lainnya pada minggu ke – i .

Dalam kasus ini $i = 1, 2, 3, 4$. Minggu ke-1 dideskripsikan dengan tanggal 1 sampai 7. Minggu ke-2 adalah tanggal 8 sampai dengan 15. Minggu ke-3 adalah tanggal 16 sampai dengan 23 dan minggu ke-4 adalah tanggal 24 ke atas. Variabel *dummy*

hari raya Idul Fitri pada tahun 2003 hingga 2014 yang ditampilkan pada Tabel 3.1.

Tabel 3.1 Variabel Dummy Hari Raya Idul Fitri

Idul Fitri	Variabel Dummy	Idul Fitri	Variabel Dummy
Minggu 4 November 2003	$V_{4,t}^- = \begin{cases} 1, & \text{bulan Oktober} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$	Minggu 3 September 2009	$V_{3,t}^- = \begin{cases} 1, & \text{bulan Agustus} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$
	$V_{4,t} = \begin{cases} 1, & \text{bulan November} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$		$V_{3,t} = \begin{cases} 1, & \text{bulan September} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$
	$V_{4,t}^+ = \begin{cases} 1, & \text{bulan Desember} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$		$V_{3,t}^+ = \begin{cases} 1, & \text{bulan Oktober} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$
Minggu 3 November 2004	$V_{3,t}^- = \begin{cases} 1, & \text{bulan Oktober} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$	Minggu 2 September 2010	$V_{2,t}^- = \begin{cases} 1, & \text{bulan Agustus} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$
	$V_{3,t} = \begin{cases} 1, & \text{bulan November} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$		$V_{2,t} = \begin{cases} 1, & \text{bulan September} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$
	$V_{3,t}^+ = \begin{cases} 1, & \text{bulan Desember} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$		$V_{2,t}^+ = \begin{cases} 1, & \text{bulan Oktober} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$
Minggu 1 November 2005	$V_{1,t}^- = \begin{cases} 1, & \text{bulan Oktober} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$	Minggu 4 Agustus 2011	$V_{4,t}^- = \begin{cases} 1, & \text{bulan Juli} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$
	$V_{1,t} = \begin{cases} 1, & \text{bulan November} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$		$V_{4,t} = \begin{cases} 1, & \text{bulan Agustus} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$
	$V_{1,t}^+ = \begin{cases} 1, & \text{bulan Desember} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$		$V_{4,t}^+ = \begin{cases} 1, & \text{bulan September} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$
Minggu 4 Oktober 2006	$V_{4,t}^- = \begin{cases} 1, & \text{bulan September} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$	Minggu 3 Agustus 2012	$V_{3,t}^- = \begin{cases} 1, & \text{bulan Juli} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$
	$V_{4,t} = \begin{cases} 1, & \text{bulan Oktober} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$		$V_{3,t} = \begin{cases} 1, & \text{bulan Agustus} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$
	$V_{4,t}^+ = \begin{cases} 1, & \text{bulan November} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$		$V_{3,t}^+ = \begin{cases} 1, & \text{bulan September} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$
Minggu 2 Oktober 2007	$V_{2,t}^- = \begin{cases} 1, & \text{bulan September} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$	Minggu 2 Agustus 2013	$V_{2,t}^- = \begin{cases} 1, & \text{bulan Juli} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$
	$V_{2,t} = \begin{cases} 1, & \text{bulan Oktober} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$		$V_{2,t} = \begin{cases} 1, & \text{bulan Agustus} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$
	$V_{2,t}^+ = \begin{cases} 1, & \text{bulan November} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$		$V_{2,t}^+ = \begin{cases} 1, & \text{bulan September} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$
Minggu 1 Oktober 2008	$V_{1,t}^- = \begin{cases} 1, & \text{bulan September} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$	Minggu 4 Juli 2014	$V_{4,t}^- = \begin{cases} 1, & \text{bulan Juni} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$
	$V_{1,t} = \begin{cases} 1, & \text{bulan Oktober} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$		$V_{4,t} = \begin{cases} 1, & \text{bulan Juli} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$
	$V_{1,t}^+ = \begin{cases} 1, & \text{bulan November} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$		$V_{4,t}^+ = \begin{cases} 1, & \text{bulan Agustus} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$

3.3 Langkah Analisis

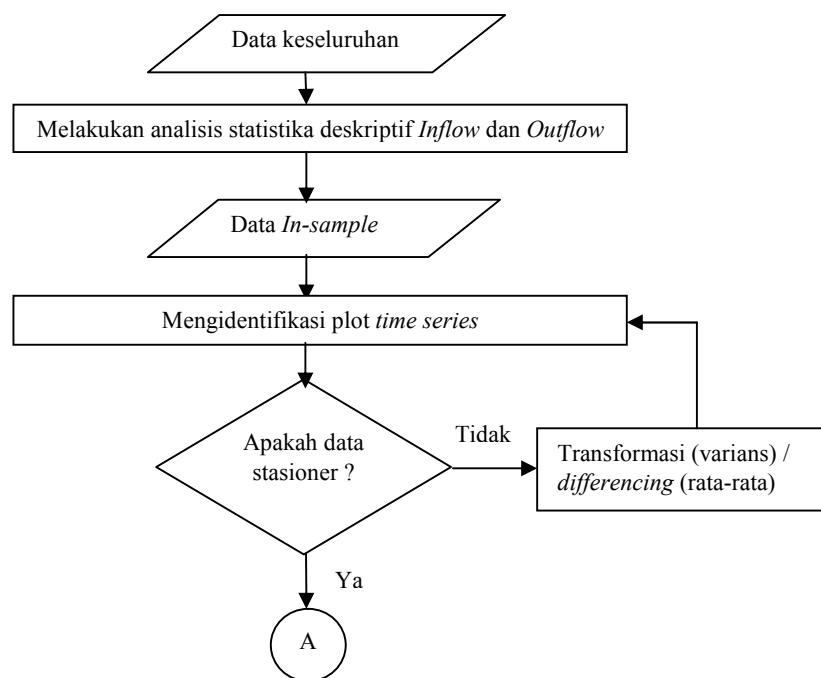
Langkah-langkah analisis yang dilakukan untuk mencapai tujuan dari penelitian ini sebagai berikut:

1. Melakukan analisis deskriptif terhadap seluruh data bulanan *inflow* dan *outflow* uang kartal Bank Indonesia menggunakan plot *time series*, statistika deskriptif, matriks korelasi, dan diagram batang.
2. Melakukan pemodelan rata-rata pada data bulanan *inflow* dan *outflow* uang kartal Bank Indonesia menggunakan metode VARI-X. Langkah dalam VARI-X yang dilakukan adalah melakukan pemeriksaan stasioneritas data *in-sample inflow* dan *outflow* uang kartal. Pemeriksaan stasioner dilakukan dalam varians dan rata-rata. Apabila data belum stasioner dalam varians, maka dilakukan transformasi *Box-Cox*. Jika data belum stasioner dalam rata-rata, maka dilakukan *differencing*. Selanjutnya melakukan identifikasi orde model VARI-X menggunakan nilai AICc minimum. Setelah diperoleh orde model sementara, kemudian memodelkan data *in-sample inflow* dan *outflow* menggunakan metode VARI-X dan memeriksa signifikansi parameter pada *alpha* maksimal 10%. Memeriksa asumsi residual independen dan berdistribusi normal multivariat dari model VARI-X terbaik dan menghitung nilai taksiran *in-sample* dari model VARI-X. Kemudian meramalkan *out-sample* menggunakan model VARI-X terbaik dan menghitung MAPE.
3. Melakukan pemodelan CCC-MGARCH. Langkah yang digunakan adalah menguji residual kuadrat dari hasil model terbaik VARI-X menggunakan plot MPCCF. Hal ini dilakukan untuk mengetahui efek ARCH. Setelah diketahui terdapat efek ARCH maka dapat dilakukan pemodelan CCC-MGARCH. Dalam estimasi parameter model CCC-MGARCH dibutuhkan nilai awal. Nilai awal yang digunakan adalah nilai parameter GARCH univariat. Syarat parameter CCC-MGARCH adalah $\alpha > 0$, $\beta > 0$, $a > 0$, dan $-1 \leq R \leq 1$. Berdasarkan model yang diperoleh, perlu diperiksa asumsi residual independen dan berdistribusi normal multivariat terhadap *standardized* residual. Selanjutnya menghitung ramalan varians (*out-*

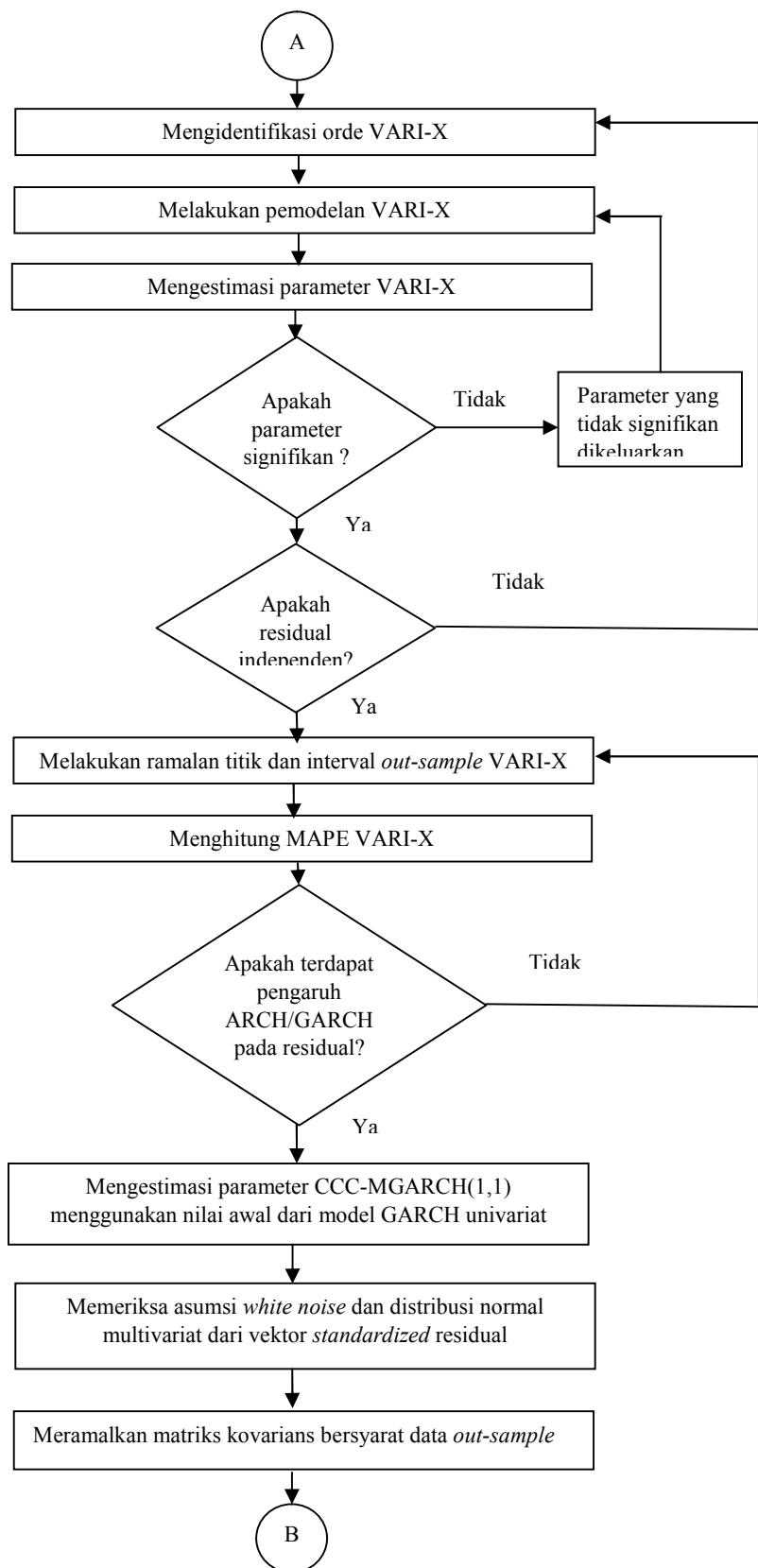
sample) berdasarkan hasil CCC-MGARCH. Langkah terakhir adalah menghitung ramalan *out-sample* untuk model Gabungan VARI-X dan CCC-MGARCH.

4. Melakukan peramalan data bulanan *inflow* dan *outflow* uang kartal Bank Indonesia. Langkah yang digunakan adalah membandingkan *range* batas konfidenyi dan banyak *outlier* model VARI-X dan model Gabungan. Selanjutnya meramalkan 1 tahun ke depan (tahun 2015) menggunakan model terpilih.

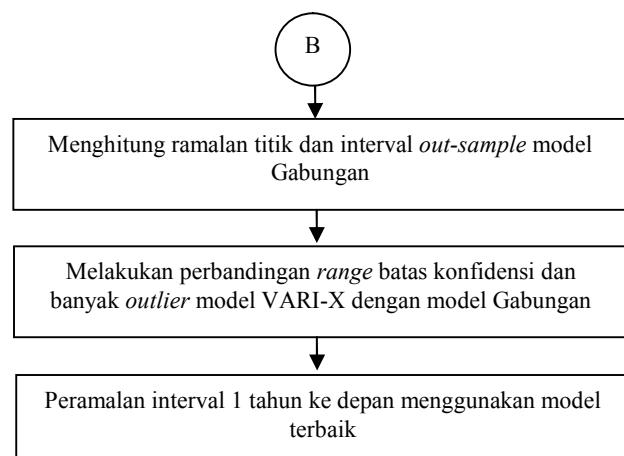
Sementara untuk diagram alir dapat ditunjukkan pada Gambar 3.1.



Gambar 3.1 Diagram Alir Penelitian



Gambar 3.1 (Lanjutan)



Gambar 3.1 (Lanjutan)

BAB IV

ANALISIS DAN PEMBAHASAN

Pada bab ini akan dilakukan analisa dan pembahasan tentang VARI-X dan CCC-MGARCH *inflow* dan *outflow* uang kartal bulanan Bank Indonesia di Nasional dan Jawa Timur. Model VARI-X digunakan untuk memodelkan *inflow* dan *outflow* uang kartal secara multivariat dengan menambahkan variabel *dummy* hari raya Idul Fitri dan memperoleh ramalan titik. Selanjutnya melakukan pemodelan *Constant Conditional Correlation* (CCC) MGARCH pada varians residual model VARI-X dan melakukan perbandingan ramalan interval antara model VARI-X dan model Gabungan. Sebelum dilakukan pemodelan, perlu diketahui terlebih dahulu karakteristik data peredaran uang kartal Bank Indonesia.

4.1 Karakteristik Peredaran Uang Kartal Bank Indonesia

Analisis deskriptif pada bab ini meliputi pola *inflow* dan *outflow* uang kartal Bank Indonesia dan pengaruh hari raya Idul Fitri terhadap aliran uang kartal. Karakteristik data *inflow* dan *outflow* uang kartal Bank Indonesia dapat diketahui melalui statistika deskriptif. Tabel 4.1 menyajikan statistika deskriptif data *inflow* dan *outflow* uang kartal Bank Indonesia di Nasional dan Jawa Timur.

Tabel 4.1 Statistika Deskriptif *Inflow* dan *Outflow* Uang Kartal

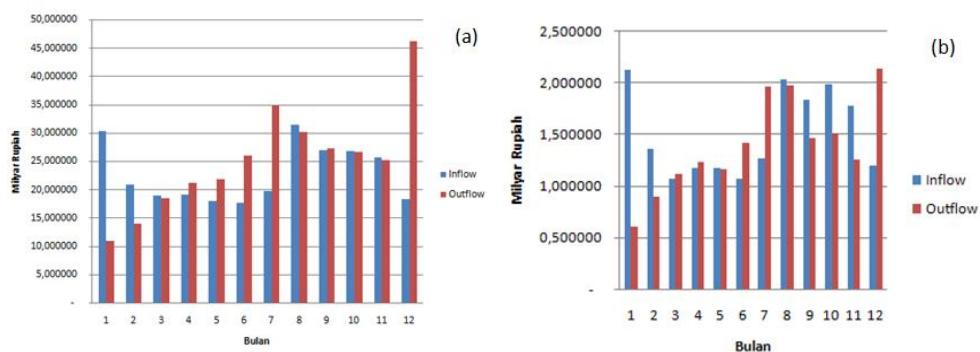
Tingkat	Variabel	N	Rata-Rata	St.dev	Min.	Maks.	Range
Nasional	<i>Inflow</i>	144	22,87	13,88	5,49	103,20	97,71
	<i>Outflow</i>	144	25,26	18,19	1,95	116,88	114,92
Jawa Timur	<i>Inflow</i>	144	1,50	0,97	0,18	7,00	6,83
	<i>Outflow</i>	144	1,39	1,07	0,04	6,49	6,45

Rata-rata *inflow* uang kartal di Indonesia adalah 22,87 miliar dengan standar deviasi 13,88 miliar dan 25,26 miliar untuk *outflow* dengan standar deviasi 18,19 miliar. *Inflow* minimum di Indonesia terjadi pada Desember 2007 sebesar 5,49 miliar dan maksimum pada Agustus 2014 sebesar 103,20 miliar. *Outflow* maksimum di Indonesia sebesar 116,88 miliar yang terjadi di Juli 2014 dan minimum di Januari 2010 sebesar 1,95 miliar. *Inflow* maksimum terjadi pada bulan setelah hari raya Idul Fitri dan *outflow* maksimum terjadi bertepatan pada hari raya Idul Fitri. *Range* yang dihasilkan untuk *inflow* adalah 97,71 miliar dan untuk *outflow* adalah 114,92 miliar. Range dihasilkan dari selisih antara nilai maksimum dan minimum. *Range* yang dihasilkan baik untuk data *inflow* dan

outflow cukup besar karena nilai maksimum berkisar di 100 miliar sementara nilai minimum ada dibawah 10 miliar.

Selanjutnya pada Provinsi Jawa Timur, rata-rata *inflow* uang kartal adalah 1,50 miliar dengan standar deviasi 0,97 miliar dan 1,39 miliar untuk *outflow* dengan standar deviasi 1,07. *Inflow* maksimum adalah 7,00 miliar dan *outflow* maksimum adalah 6,49 miliar. *Inflow* minimum adalah 0,18 miliar dan *outflow* minimum sebesar 0,04 miliar. *Inflow* maksimum terjadi pada bulan Agustus 2014 yang merupakan bulan setelah hari raya Idul Fitri dan *outflow* maksimum terjadi pada bulan Juli 2014 yang merupakan bulan dengan hari raya Idul Fitri. *Range* pada data *inflow* dan *outflow* melebihi pada 6 miliar dengan *range inflow* sebesar 6,83 miliar dan *range outflow* sebesar 6,45 miliar.

Karakteristik data *inflow* dan *outflow* per bulan di Indonesia dan Jawa Timur dapat disajikan menggunakan diagram batang. Gambar 4.1 menyajikan diagram batang dari pergerakan rata-rata bulanan *inflow* dan *outflow* uang kartal di Indonesia dan Jawa Timur.

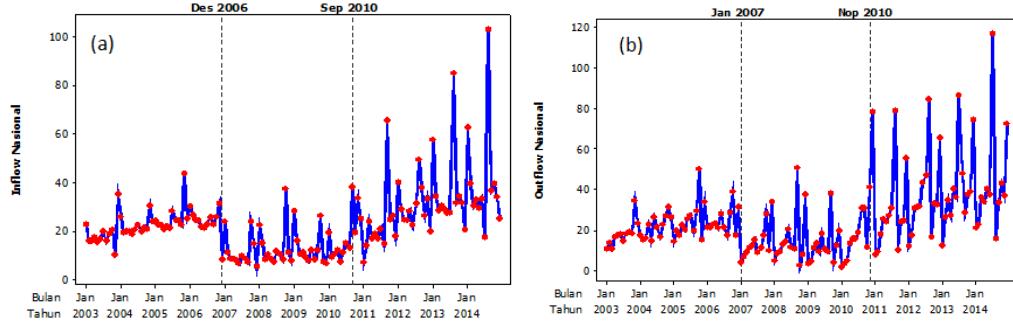


Gambar 4.1 Diagram Batang Rata-Rata Bulanan *Inflow* dan *Outflow* Uang Kartal di Tingkat Nasional (a) dan Jawa Timur (b)

Rata-rata bulanan *inflow* dan *outflow* (Gambar 4.1) menunjukkan bahwa bulan Januari memiliki *inflow* yang tinggi baik pada tingkat nasional maupun Jawa Timur karena merupakan bulan setelah hari raya Natal dan bulan perayaan tahun baru. Bulan Agustus, September, Oktober, dan Nopember memiliki *inflow* yang tinggi karena merupakan bulan yang berkaitan dengan hari raya Idul Fitri. *Inflow* tinggi terjadi akibat banyaknya masyarakat yang menyertorkan uang ke Bank pada bulan-bulan tersebut. *Outflow* tinggi terjadi ketika banyak masyarakat yang menarik uang dari bank. *Outflow* tinggi pada bulan Desember karena akhir bulan Desember merupakan hari raya Natal. Bulan Juli, Agustus, September, Oktober,

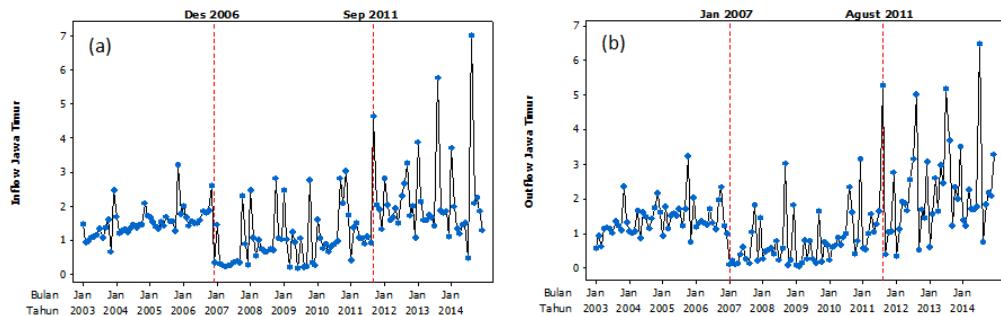
dan Nopember memiliki *outflow* yang tinggi karena berkaitan dengan hari raya Idul Fitri sehingga banyak masyarakat yang menarik uang dari Bank.

Plot *time series* dapat membantu menggambarkan lebih jelas pola *inflow* dan *outflow* uang kartal. Gambar 4.2 dan Gambar 4.3 menunjukkan plot *time series* data *inflow* dan *outflow* uang kartal di Nasional dan Jawa Timur.



Gambar 4.2 Plot Time Series Uang Kartal Nasional: Inflow (a) Outflow (b)

Gambar 4.2 merupakan *time series plot* dari data *inflow* dan *outflow* uang kartal di tingkat Nasional dari bulan Januari 2003 hingga Desember 2014. Plot *time series* menunjukkan bahwa *inflow* uang kartal dari Januari 2003 sampai Nopember 2006 dan *outflow* uang kartal Januari 2003 sampai Desember 2006 cenderung meningkat. *Inflow* uang kartal pada Desember 2006 sampai dengan Agustus 2010 dan *outflow* uang kartal pada Januari 2007 sampai dengan Oktober 2010 cenderung menurun dibandingkan tahun-tahun sebelumnya dan pergerakannya stabil. Pada tahun selanjutnya, *inflow* dan *outflow* uang kartal kembali meningkat.



Gambar 4.3 Plot Time Series Uang Kartal Jawa Timur: Inflow (a) Outflow (b)

Hal serupa juga terjadi pada data *inflow* dan *outflow* uang kartal di Jawa Timur yang ditunjukkan pada Gambar 4.3. Pada awal tahun 2003 sampai akhir tahun 2006 *inflow* dan *outflow* uang kartal cenderung meningkat, kemudian menurun dan

bergerak stabil pada tahun 2007 sampai pertengahan 2011. Selanjutnya bergerak naik kembali pada pertangahan 2011 sampai akhir tahun 2014.

Pada tahun 2007, kebutuhan uang kartal menurun dibandingkan tahun sebelumnya akibat efisiensi sejak tahun 2006 berupa optimalisasi persediaan uang kartal di wilayah kantor Bank Indonesia (KBI) yang mengalami *net inflow* dan membaiknya manajemen pengelolaan kas perbankan. Pengelolaan manajemen kas perbankan semakin optimal tercemin dari menurunnya *inflow* dan *outflow* secara signifikan sepanjang tahun 2007. Jumlah *inflow* uang kartal menurun sebesar 42,1% dan *outflow* menurun sebesar 49,4%. Penurunan tersebut merupakan dampak langsung dari diterapkannya kebijakan uji coba setoran bank dimana perbankan hanya diperbolehkan menyetorkan uang ke Bank Indonesia dalam keadaan tidak layak edar (Bank Indonesia, 2008:150-152). Pola fluktuasi *inflow* dan *outflow* selama tahun 2007 hampir sama dengan tahun sebelumnya tetapi dengan level yang jauh lebih rendah.

Pada tahun 2008 terjadi krisis finansial global. Perkembangan perekonomian Indonesia pada tahun 2008 diwarnai oleh dinamika seiring dengan meningkatnya risiko stabilitas ekonomi terutama disebabkan oleh gejolak perekonomian global. Sepanjang tahun 2008 uang kartal tumbuh rata-rata sebesar 27,3% atau meningkat dari tahun sebelumnya. Kondisi tersebut terjadi terkait masih kuatnya pertumbuhan ekonomi terutama dari sisi konsumsi masyarakat, yang didukung oleh lebih tingginya realisasi Bantuan Langsung Tunai (BLT) dari Pemerintah pada tahun 2008. Tingginya permintaan uang kartal juga didukung oleh tingginya penyaluran kredit perbankan yang meningkat dari tahun sebelumnya (tumbuh diatas 30%). Namun pada triwulan keempat pertumbuhan uang kartal melambat sejalan dengan kondisi perekonomian domestik yang merupakan imbas krisis global ke pasar keuangan domestik. Bank Indonesia secara cermat dan berhati-hati mengarahkan upaya menjaga stabilitas perekonomian dan sistem keuangan. Bank Indonesia melakukan serangkaian kebijakan moneter, perbankan, dan sistem pembayaran yang bertujuan untuk mengurangi dampak krisis global terhadap perekonomian domestik dan menjaga stabilitas makroekonomi, sistem keuangan, serta mencegah turunnya pertumbuhan ekonomi (Bank Indonesia, 2009:31-33) . Pada tahun 2009 masih terasa dampak dari krisis global (Bank Indonesia, 2010).

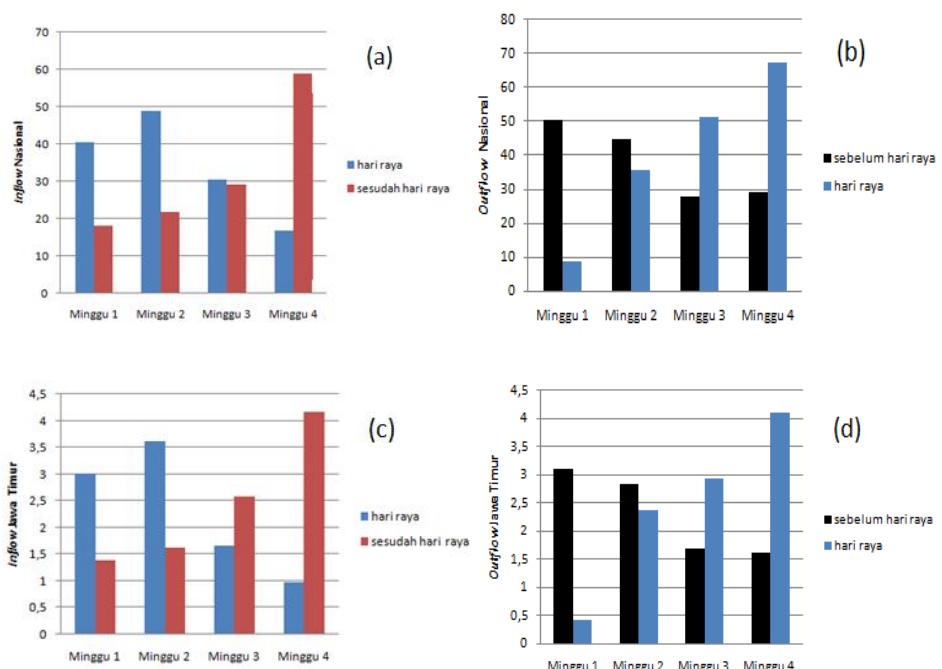
Pergerakan *inflow* dan *outflow* yang menurun dan bergerak stabil diperkirakan akibat dari adanya pengaruh krisis global dan serangkaian kebijakan Bank Indonesia dalam mengatasi dampak krisis global.

Membaiknya aktivitas kegiatan ekonomi masyarakat mendorong naiknya pertumbuhan uang kartal di tahun 2010. Menurut Bank Indonesia, rata-rata pertumbuhan uang kartal Nasional mencapai 12,7% pada tahun 2010, lebih tinggi dari tahun 2009 dengan rata-rata sebesar 8,3%. Hal ini dipengaruhi oleh derasnya uang yang masuk ke dalam negeri, terutama uang kuasi akibat tingginya kenaikan Aktiva Luar Negeri Bersih. Selain itu, terjadi peningkatan aktivitas perekonomian yang tercermin dalam meningkatnya transaksi di sistem pembayaran (Bank Indonesia, 2011:19-20). Secara umum perekonomian Indonesia pada tahun 2010 menunjukkan prestasi yang cukup baik dan mampu mencapai pertumbuhan positif selama masa krisis finansial global. Hal ini terbukti dari peringkat Indonesia pada *Global Competitiveness Index* 2010-2011 yang dikeluarkan oleh *World Economic Forum*. Indikator makroekonomi Indonesia selama tahun 2010 menunjukkan adanya perbaikan ekonomi Indonesia yang berhasil melaju pada tingkat 6,1% dengan tingkat inflasi yang ditahan pada level 6,33% hingga November. Hal ini didukung pula oleh BI *rate* yang dipertahankan pada level 6,5% yang menyebabkan sektor kredit mengalami peningkatan tajam sehingga sukses memompa pertumbuhan ekonomi (Kompasiana, 2010). Hal-hal tersebut menyebabkan pergerakan *inflow* dan *outflow* kembali naik. Pada tingkat Jawa Timur, pergerakan *inflow* dan *outflow* baru kembali naik pada tahun 2011.

Pada tahun 2012, aliran uang kartal melalui BI meningkat sejalan dengan peningkatan jumlah uang kartal yang diedarkan. Peningkatan aliran uang kartal diikuti dengan peningkatan aliran uang kartal masuk. Dari sisi pola *inflow* uang kartal relatif tidak berbeda dibandingkan dengan tahun sebelumnya sesuai pola musimannya. Meskipun aliran uang kartal meningkat tinggi, pertumbuhan *inflow* tahun 2012 lebih rendah dibandingkan tahun sebelumnya. Perkembangan ini tidak terlepas dari kebijakan Bank Indonesia untuk terus mendorong perbankan melakukan optimalisasi Transaksi Uang Kartal Antar Bank (TUKAB) dalam memenuhi kebutuhan likuiditas. Sebagian besar *outflow* adalah dalam rangka memenuhi penarikan perbankan. Bank Indonesia memenuhi permintaan penarikan

tersebut termasuk saat permintaan hari raya Idul Fitri. Aliran *outflow* uang kartal lebih tinggi dibandingkan *inflow* uang kartal. Hal ini mencerminkan kebutuhan uang kartal yang meningkat seiring dengan tumbuhnya kegiatan ekonomi di masyarakat (Bank Indonesia, 2013:164-165). Untuk tahun-tahun selanjutnya mengikuti pola yang sama dengan tahun 2012.

Pengaruh hari raya Idul Fitri terhadap pergerakan *inflow* dan *outflow* dapat digambarkan oleh diagram batang pada Gambar 4.4. Pengaruh hari raya Idul Fitri berkaitan dengan minggu terjadinya hari raya Idul Fitri. Gambar 4.4 (a) dan (b) menunjukkan pergerakan *inflow* dan *outflow* di tingkat Nasional. Gambar 4.4 (c) dan (d) menunjukkan pergerakan *inflow* dan *outflow* di tingkat Jawa Timur. Nilai selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran B(f) dan B(g).



Gambar 4.4 Diagram Batang Rata-Rata *Inflow* dan *Outflow* Uang Kartal Menurut Hari Raya Idul Fitri di Tingkat Nasional (a) (b) dan Jawa Timur (c) (d)

Pergerakan *inflow* digambarkan oleh minggu-minggu pada saat dan setelah hari raya Idul Fitri. Ketika hari raya Idul Fitri jatuh pada minggu pertama maka rata-rata *inflow* akan naik pada bulan tersebut. Pada minggu pertama dihasilkan rata-rata *inflow* untuk Nasional sebesar 40,59 miliar dan Jawa Timur sebesar 3,01 miliar. Setelah hari raya Idul Fitri, pada minggu pertama dihasilkan rata-rata *inflow* yang turun. Apabila hari raya Idul Fitri jatuh pada minggu kedua maka rata-rata *inflow* juga akan naik pada bulan tersebut, dengan rata-rata *inflow* untuk

Nasional sebesar 49,03 milyar dan Jawa Timur sebesar 3,62 milyar. Setelah hari raya Idul Fitri, pada minggu kedua dihasilkan rata-rata *inflow* yang turun. Saat hari raya Idul Fitri jatuh pada minggu ketiga atau keempat, rata-rata *inflow* pada bulan setelah hari raya Idul Fitri cenderung lebih besar daripada saat bulan terjadinya Idul Fitri. Hal ini berkebalikan dengan apabila hari raya Idul Fitri jatuh pada minggu pertama atau kedua.

Pergerakan *outflow* digambarkan oleh minggu-minggu pada saat dan sebelum hari raya Idul Fitri. Ketika hari raya Idul Fitri jatuh pada minggu pertama maka rata-rata *outflow* akan naik pada bulan sebelum hari raya Idul Fitri. Pada minggu pertama dihasilkan rata-rata *outflow* untuk Nasional sebesar 18,14 milyar dan Jawa Timur sebesar 3,11 milyar. Pada minggu pertama saat hari raya Idul Fitri dihasilkan rata-rata *outflow* yang turun. Hal serupa terjadi pada minggu kedua. Apabila hari raya Idul Fitri jatuh pada minggu kedua maka rata-rata *outflow* juga akan naik pada bulan sebelum hari raya Idul Fitri, dengan rata-rata *outflow* untuk Nasional sebesar 44,98 milyar dan Jawa Timur sebesar 2,85 milyar. Saat hari raya Idul Fitri jatuh pada minggu ketiga atau keempat, rata-rata *outflow* pada bulan saat hari raya Idul Fitri lebih besar daripada bulan sebelum terjadinya Idul Fitri. Hal ini berkebalikan dengan apabila hari raya Idul Fitri jatuh pada minggu pertama atau kedua.

Korelasi antara *inflow* dan *outflow* data uang kartal di Indonesia menunjukkan bahwa terdapat hubungan positif sebesar 0,176. Nilai korelasi ini diperoleh menggunakan korelasi *Pearson*. Hasil korelasi yang diperoleh signifikan pada tingkat 10% dengan *p-value* sebesar 0,034. Sementara korelasi antara *inflow* dan *outflow* uang kartal di Jawa Timur menunjukkan terdapat hubungan positif sebesar 0,095 dengan *p-value* korelasi *Pearson* 0,255. *P-value* korelasi Pearson dari data *inflow* dan *outflow* uang kartal di Jawa Timur tidak signifikan pada taraf 10%. Namun *inflow* dan *outflow* di Jawa Timur diduga keterkaitannya tidak pada *t* yang sama. Oleh karena itu untuk mengetahui keterkaitan *inflow* dan *outflow* pada *t* yang berbeda secara multivariat dapat digunakan model VARI-X.

4.2 Pemodelan VARI-X *Inflow* dan *Outflow* Uang Kartal Bank Indonesia

Data dalam analisis dibagi menjadi dua, yaitu data *in-sample* dan *out-sample*. Pemodelan VARI-X dilakukan menggunakan data *in-sample*. Data *insample* yang

digunakan adalah data bulan Januari 2003 sampai dengan Desember 2013. Data *in-sample* berjumlah 132 observasi untuk masing-masing *inflow* dan *outflow*. Syarat stasioneritas data harus dipenuhi terlebih dahulu sebelum memodelkan VARI-X. Syarat stasioner ini meliputi stasioneritas dalam rata-rata dan varians. Stasioneritas varians dideteksi menggunakan plot *Box-Cox*. Data dikatakan stasioner dalam varians apabila nilai lambda sebesar 1,00 atau batas kontrol bawah (LCL) dan batas kontrol atas (UCL) dari lambda memuat nilai 1,00. Apabila nilai lambda tidak memenuhi kriteria tersebut, maka dilakukan transformasi *Box-Cox* menggunakan nilai lambda yang dihasilkan. Tabel 4.2 menampilkan hasil nilai lambda beserta LCL dan UCL plot *Box-Cox*.

Tabel 4.2 Hasil Plot *Box-Cox*

Tingkat	Variabel	Data Asli			Setelah Transformasi		
		<i>Lambda</i> (λ)	LCL	UCL	<i>Lambda</i> (λ)	LCL	UCL
Nasional	<i>Inflow</i>	0,00	-0,28	0,32	1,00	0,23	1,90
	<i>Outflow</i>	0,00	-0,10	0,33	1,00	0,77	1,87
Jawa Timur	<i>Inflow</i>	0,00	-0,07	0,34	0,50	-0,25	1,30
	<i>Outflow</i>	0,27	0,10	0,44	1,00	0,33	1,63

Pada tingkat nasional diperoleh nilai lambda 0,00 untuk data *inflow* dan *outflow*. Batas kontrol bawah dan batas kontrol atas dari data *inflow* maupun *outflow* tidak memuat nilai 1,00. Hal ini menunjukkan bahwa data belum memenuhi syarat stasioner dalam varians. Data kemudian ditransformasi menggunakan transformasi *Box-Cox* dengan nilai lambda 0,00. Data hasil transformasi memiliki nilai lambda 1,00 pada *inflow* dan *outflow*, sehingga data *inflow* dan *outflow* nasional hasil transformasi telah stasioner dalam varians. Pada tingkat Jawa Timur diperoleh nilai lambda 0,00 untuk *inflow* dan 0,27 untuk *outflow*. Batas kontrol bawah dan batas kontrol atas dari data *inflow* maupun *outflow* tidak memuat nilai 1,00. Akibat adanya perbedaan nilai lambda yang dihasilkan (0,00 dan 0,27) maka pemilihan nilai untuk transformasi *Box-Cox* dilihat dari nilai batas kontrol bawah (LCL) dan batas kontrol atas (UCL) data *inflow* dan *outflow*. Berdasarkan nilai LCL dan UCL kedua data, lambda 0,00 berada dalam batas kontrol bawah dan batas kontrol atas *inflow* namun tidak berada dalam batas kontrol bawah dan batas kontrol atas *outflow*. Sementara untuk lambda 0,27 berada dalam batas kontrol bawah dan batas kontrol atas baik *inflow* maupun *outflow*. Oleh karena itu digunakan nilai lambda 0,27 untuk pada

transformasi *Box-Cox*. Hasil transformasi menunjukkan bahwa data telah stasioner dalam varians. Plot *Box-Cox* dapat dilihat pada Lampiran C(e) dan C(f).

Deteksi stasioneritas data dalam rata-rata dilakukan setelah data memenuhi syarat stasioner dalam varians. Deteksi stasioneritas dalam rata-rata dapat menggunakan plot *Autocorrelation Function* (ACF) dan *Partial Autocorrelation Function* (PACF) atau menggunakan uji *Augmented Dickey-Fuller* (ADF). Tabel 4.3 menunjukkan hasil pengujian ADF *inflow* dan *outflow* di Indonesia dan Jawa Timur.

Tabel 4.3 Pengujian ADF *Non-Seasonal* dan *Seasonal*

Pengujian	Variabel	Tipe	Lag	Nasional		Jawa Timur	
				$Tau(\tau)$	p-value	$Tau(\tau)$	p-value
<i>Non-seasonal</i>	$Z_{1i,t}$	<i>Zero Mean</i>	12	0,29	0,7691	0,05	0,6977
		<i>Single Mean</i>	12	-0,92	0,7784	-1,51	0,5235
		<i>Trend</i>	12	-1,03	0,9359	-1,63	0,7747
	$Z_{2i,t}$	<i>Zero Mean</i>	12	0,75	0,8751	0,33	0,7785
		<i>Single Mean</i>	12	-0,27	0,9251	-0,78	0,8200
		<i>Trend</i>	12	-0,54	0,9802	-0,85	0,9572
<i>Seasonal</i> (setelah differencing 1)	$Z_{1i,t}^*$	<i>Zero Mean</i>	2	-6,08	<,0001	-6,55	<,0001
		<i>Single Mean</i>	2	-6,06	<,0001	-6,52	<,0001
	$Z_{2i,t}^*$	<i>Zero Mean</i>	2	-4,11	<,0001	-5,41	<,0001
		<i>Single Mean</i>	2	-4,09	0,0002	-5,39	<,0001

Tabel 4.3 adalah hasil pengujian ADF dalam rata-rata. Hasil uji ADF *non-seasonal* menunjukkan bahwa data belum stasioner dalam rata-rata karena *p-value* bernilai lebih dari *alpha* 10%. Akibatnya perlu melakukan *differencing* data dengan *differencing* orde 1. Lampiran C(b) dan C(d) menyajikan hasil plot ACF dan PACF data setelah diterapkan *differencing* orde 1. Plot ACF data hasil *differencing* orde 1 menggambarkan bahwa lag 12 dan 24 masih keluar batas namun lag 36 dan lag 48 tidak keluar batas. Hal ini mengidentifikasi tidak perlu melakukan *differencing seasonal*.

Setelah data memenuhi syarat stasioneritas, maka dapat dilakukan pemodelan VARI-X. Pemilihan orde VARI-X menggunakan nilai AICc terkecil. Nilai AICc dibatasi dengan MA orde 0 dan AR orde 1-12 karena model yang ingin digunakan adalah model VARI-X (tidak melibatkan *Moving Average*). Tabel 4.4 menunjukkan nilai AICc AR 1 sampai AR 12 dengan orde MA=0 untuk Nasional dan Jawa Timur. Nilai AICc terkecil adalah pada AR 11 dengan nilai -3,624 di tingkat Nasional dan -7,127 di tingkat Jawa Timur. Orde AR 11 merupakan orde

terbaik sementara. Orde variabel *exogenous* yang digunakan adalah orde 2. Data variabel *exogenous* yang digunakan adalah variabel satu bulan sebelum hari raya Idul Fitri, sehingga dengan menggunakan orde 2 dapat memunculkan pengaruh bulan saat hari raya Idul Fitri dan bulan setelah hari raya Idul Fitri.

Tabel 4.4 Nilai AICc Data

Lag	Tingkat	
	Nasional	Jawa Timur
AR 0	-1,915	-6,001
AR 1	-2,432	-6,638
AR 2	-2,770	-6,969
AR 3	-2,774	-7,089
AR 4	-2,744	-7,047
AR 5	-2,782	-7,007
AR 6	-2,792	-7,003
AR 7	-2,851	-6,927
AR 8	-2,762	-6,904
AR 9	-2,666	-6,805
AR 10	-2,668	-6,798
AR 11	-3,624	-7,127
AR 12	-3,537	-7,020

Pada tingkat Nasional diperoleh model dugaan VARI-X (11,1,2). Model ini diperoleh dari orde AR minimum yaiti orde 11, *differencing* orde 1, dan variabel *exogenous* orde 2. Model dugaan VARI-X (11,1,2) tingkat nasional adalah sebagai berikut.

$$\begin{bmatrix} Z_{11,t}^* \\ Z_{21,t}^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_{1,11} & \phi_{1,12} \\ \phi_{1,21} & \phi_{1,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{11,t-1}^* \\ Z_{21,t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{2,11} & \phi_{2,12} \\ \phi_{2,21} & \phi_{2,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{11,t-2}^* \\ Z_{21,t-2}^* \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \phi_{11,11} & \phi_{11,12} \\ \phi_{11,21} & \phi_{11,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{11,t-11}^* \\ Z_{21,t-11}^* \end{bmatrix}$$

$$+ \begin{bmatrix} \theta_{0,11} & \theta_{0,12} & \theta_{0,13} & \theta_{0,14} \\ \theta_{0,21} & \theta_{0,22} & \theta_{0,23} & \theta_{0,24} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} V_{1,t} \\ V_{2,t} \\ V_{3,t} \\ V_{4,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta_{1,11} & \theta_{1,12} & \theta_{1,13} & \theta_{1,14} \\ \theta_{1,21} & \theta_{1,22} & \theta_{1,23} & \theta_{1,24} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} V_{1,t-1} \\ V_{2,t-1} \\ V_{3,t-1} \\ V_{4,t-1} \end{bmatrix}$$

$$+ \begin{bmatrix} \theta_{2,11} & \theta_{2,12} & \theta_{2,13} & \theta_{2,14} \\ \theta_{2,21} & \theta_{2,22} & \theta_{2,23} & \theta_{2,24} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} V_{1,t-2} \\ V_{2,t-2} \\ V_{3,t-2} \\ V_{4,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11,t} \\ a_{21,t} \end{bmatrix},$$

dengan mensubstitusi *differencing* orde 1, maka diperoleh,

$$\begin{bmatrix} (1-B)^1 & 0 \\ 0 & (1-B)^1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{11,t} \\ Z_{21,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_{1,11} & \phi_{1,12} \\ \phi_{1,21} & \phi_{1,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} (1-B)^1 & 0 \\ 0 & (1-B)^1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{11,t-1} \\ Z_{21,t-1} \end{bmatrix}$$

$$+ \begin{bmatrix} \phi_{2,11} & \phi_{2,12} \\ \phi_{2,21} & \phi_{2,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} (1-B)^1 & 0 \\ 0 & (1-B)^1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{11,t-2} \\ Z_{21,t-2} \end{bmatrix} + \dots$$

$$\begin{aligned}
& + \begin{bmatrix} \phi_{11,11} & \phi_{11,12} \\ \phi_{11,21} & \phi_{11,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} (1-B)^1 & 0 \\ 0 & (1-B)^1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{11,t-11} \\ Z_{21,t-11} \end{bmatrix} \\
& + \begin{bmatrix} \theta_{0,11} & \theta_{0,12} & \theta_{0,13} & \theta_{0,14} \\ \theta_{0,21} & \theta_{0,22} & \theta_{0,23} & \theta_{0,24} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} V_{1,t} \\ V_{2,t} \\ V_{3,t} \\ V_{4,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta_{1,11} & \theta_{1,12} & \theta_{1,13} & \theta_{1,14} \\ \theta_{1,21} & \theta_{1,22} & \theta_{1,23} & \theta_{1,24} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} V_{1,t-1} \\ V_{2,t-1} \\ V_{3,t-1} \\ V_{4,t-1} \end{bmatrix} \\
& + \begin{bmatrix} \theta_{2,11} & \theta_{2,12} & \theta_{2,13} & \theta_{2,14} \\ \theta_{2,21} & \theta_{2,22} & \theta_{2,23} & \theta_{2,24} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} V_{1,t-2} \\ V_{2,t-2} \\ V_{3,t-2} \\ V_{4,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11,t} \\ a_{21,t} \end{bmatrix}.
\end{aligned}$$

Model dugaan VARI-X (11,1,2) untuk *inflow* dapat ditulis menjadi :

$$\begin{aligned}
Z_{11,t} = & Z_{11,t-1} + \phi_{1,11} Z_{11,t-1} - \phi_{1,11} Z_{11,t-2} + \phi_{1,12} Z_{21,t-1} - \phi_{1,12} Z_{21,t-2} + \phi_{2,11} Z_{11,t-2} - \phi_{2,11} Z_{11,t-3} + \phi_{2,12} Z_{21,t-2} \\
& - \phi_{2,12} Z_{21,t-3} + \phi_{3,11} Z_{11,t-3} - \phi_{3,11} Z_{11,t-4} + \phi_{3,12} Z_{21,t-3} - \phi_{3,12} Z_{21,t-4} + \phi_{4,11} Z_{11,t-4} - \phi_{4,11} Z_{11,t-5} + \phi_{4,12} Z_{21,t-4} \\
& - \phi_{4,12} Z_{21,t-5} + \phi_{5,11} Z_{11,t-5} - \phi_{5,11} Z_{11,t-6} + \phi_{5,12} Z_{21,t-5} - \phi_{5,12} Z_{21,t-6} + \phi_{6,11} Z_{11,t-6} - \phi_{6,11} Z_{11,t-7} + \phi_{6,12} Z_{21,t-6} \\
& - \phi_{6,12} Z_{21,t-7} + \phi_{7,11} Z_{11,t-7} - \phi_{7,11} Z_{11,t-8} + \phi_{7,12} Z_{21,t-7} - \phi_{7,12} Z_{21,t-8} + \phi_{8,11} Z_{11,t-8} - \phi_{8,11} Z_{11,t-9} + \phi_{8,12} Z_{21,t-8} \\
& - \phi_{8,12} Z_{21,t-9} + \phi_{9,11} Z_{11,t-9} - \phi_{9,11} Z_{11,t-10} + \phi_{9,12} Z_{21,t-9} - \phi_{9,12} Z_{21,t-10} + \phi_{10,11} Z_{11,t-10} - \phi_{10,11} Z_{11,t-11} + \phi_{10,12} Z_{21,t-10} \\
& - \phi_{10,12} Z_{21,t-11} + \phi_{11,11} Z_{11,t-11} - \phi_{11,11} Z_{11,t-12} + \phi_{11,12} Z_{21,t-11} - \phi_{11,12} Z_{21,t-12} + \theta_{0,11} V_{1,t} + \theta_{0,12} V_{2,t} + \theta_{0,13} V_{3,t} \\
& + \theta_{0,14} V_{4,t} + \theta_{1,11} V_{1,t-1} + \theta_{1,12} V_{2,t-1} + \theta_{1,13} V_{3,t-1} + \theta_{1,14} V_{4,t-1} + \theta_{2,11} V_{1,t-2} + \theta_{2,12} V_{2,t-2} + \theta_{2,13} V_{3,t-2} + \theta_{2,14} V_{4,t-2} + a_{11,t}
\end{aligned} \tag{4.1}$$

dan model dugaan VARI-X (11,1,2) untuk *outflow* diuraikan sebagai:

$$\begin{aligned}
Z_{21,t} = & Z_{21,t-1} + \phi_{1,21} Z_{11,t-1} - \phi_{1,21} Z_{11,t-2} + \phi_{1,22} Z_{21,t-1} - \phi_{1,22} Z_{21,t-2} + \phi_{2,21} Z_{11,t-2} - \phi_{2,21} Z_{11,t-3} + \phi_{2,22} Z_{21,t-2} \\
& - \phi_{2,22} Z_{21,t-3} + \phi_{3,21} Z_{11,t-3} - \phi_{3,21} Z_{11,t-4} + \phi_{3,22} Z_{21,t-3} - \phi_{3,22} Z_{21,t-4} + \phi_{4,21} Z_{11,t-4} - \phi_{4,21} Z_{11,t-5} + \phi_{4,22} Z_{21,t-4} \\
& - \phi_{4,22} Z_{21,t-5} + \phi_{5,21} Z_{11,t-5} - \phi_{5,21} Z_{11,t-6} + \phi_{5,22} Z_{21,t-5} - \phi_{5,22} Z_{21,t-6} + \phi_{6,21} Z_{11,t-6} - \phi_{6,21} Z_{11,t-7} + \phi_{6,22} Z_{21,t-6} \\
& - \phi_{6,22} Z_{21,t-7} + \phi_{7,21} Z_{11,t-7} - \phi_{7,21} Z_{11,t-8} + \phi_{7,22} Z_{21,t-7} - \phi_{7,22} Z_{21,t-8} + \phi_{8,21} Z_{11,t-8} - \phi_{8,21} Z_{11,t-9} + \phi_{8,22} Z_{21,t-8} \\
& - \phi_{8,22} Z_{21,t-9} + \phi_{9,21} Z_{11,t-9} - \phi_{9,21} Z_{11,t-10} + \phi_{9,22} Z_{21,t-9} - \phi_{9,22} Z_{21,t-10} + \phi_{10,21} Z_{11,t-10} - \phi_{10,21} Z_{11,t-11} + \phi_{10,22} Z_{21,t-10} \\
& - \phi_{10,22} Z_{21,t-11} + \phi_{11,21} Z_{11,t-11} - \phi_{11,21} Z_{11,t-12} + \phi_{11,22} Z_{21,t-11} - \phi_{11,22} Z_{21,t-12} + \theta_{0,21} V_{1,t} + \theta_{0,22} V_{2,t} + \theta_{0,23} V_{3,t} \\
& + \theta_{0,24} V_{4,t} + \theta_{1,21} V_{1,t-1} + \theta_{1,22} V_{2,t-1} + \theta_{1,23} V_{3,t-1} + \theta_{1,24} V_{4,t-1} + \theta_{2,21} V_{1,t-2} + \theta_{2,22} V_{2,t-2} + \theta_{2,23} V_{3,t-2} + \theta_{2,24} V_{4,t-2} + a_{21,t}
\end{aligned} \tag{4.2}$$

Estimasi awal model VARI-X (11,1,2) tingkat Nasional dapat dilihat pada Lampiran D(b). Model terbaik adalah model dengan parameter-parameter yang signifikan. Dalam model dugaan VARI-X terdapat estimasi parameter yang tidak signifikan. Parameter yang tidak signifikan dikeluarkan satu per satu dari model.

Kriteria parameter yang dikeluarkan dari model adalah parameter dengan nilai t_{hitung} terendah atau *p-value* tertinggi. Hal ini dilakukan terus menerus sampai diperoleh model dengan seluruh parameter signifikan (model terbaik).

Tabel 4.5 Estimasi Parameter Model Terbaik VARI-X (11,1,2) Tingkat Nasional

Inflow ($Z_{11,t}$)					Outflow ($Z_{21,t}$)				
Parameter	Estimasi	Std. Error	t_{hitung}	Nilai P	Parameter	Estimasi	Std. Error	t_{hitung}	Nilai P
$\phi_{1,11}$	-0,669	0,079	-8,440	0,000	$\phi_{1,21}$	0,488	0,096	5,110	0,000
$\phi_{1,12}$	0,202	0,049	4,150	0,000	$\phi_{1,22}$	-0,736	0,055	-13,290	0,000
$\phi_{2,11}$	-0,613	0,093	-6,560	0,000	$\phi_{2,21}$	0,418	0,120	3,490	0,001
$\phi_{2,12}$	0,112	0,060	1,860	0,067	$\phi_{2,22}$	-0,678	0,073	-9,340	0,000
$\phi_{3,11}$	-0,167	0,092	-1,810	0,074	$\phi_{3,21}$	0,474	0,145	3,270	0,002
$\phi_{3,12}$	0,218	0,065	3,370	0,001	$\phi_{3,22}$	-0,537	0,083	-6,440	0,000
$\phi_{4,11}$	-0,157	0,082	-1,920	0,059	$\phi_{4,21}$	0,390	0,152	2,570	0,012
$\phi_{4,12}$	0,141	0,060	2,360	0,021	$\phi_{4,22}$	-0,512	0,093	-5,480	0,000
$\phi_{5,12}$	0,126	0,050	2,540	0,013	$\phi_{5,21}$	0,352	0,154	2,290	0,024
$\phi_{10,12}$	0,092	0,040	2,280	0,025	$\phi_{5,22}$	-0,545	0,100	-5,470	0,000
$\phi_{11,12}$	0,159	0,045	3,500	0,001	$\phi_{6,21}$	0,412	0,151	2,740	0,008
					$\phi_{6,22}$	-0,577	0,105	-5,520	0,000
					$\phi_{7,21}$	0,478	0,137	3,480	0,001
					$\phi_{7,22}$	-0,487	0,108	-4,490	0,000
					$\phi_{8,21}$	0,646	0,127	5,070	0,000
					$\phi_{8,22}$	-0,482	0,107	-4,510	0,000
					$\phi_{9,21}$	0,746	0,119	6,290	0,000
					$\phi_{9,22}$	-0,552	0,100	-5,550	0,000
					$\phi_{10,21}$	0,621	0,106	5,860	0,000
					$\phi_{10,22}$	-0,650	0,085	-7,690	0,000
					$\phi_{11,21}$	0,679	0,090	7,530	0,000
					$\phi_{11,22}$	-0,601	0,065	-9,210	0,000
$\theta_{1,11}$	0,880	0,221	3,980	0,000	$\theta_{0,21}$	0,615	0,244	2,520	0,014
$\theta_{1,12}$	1,131	0,189	5,990	0,000	$\theta_{0,22}$	0,607	0,215	2,830	0,006
$\theta_{1,13}$	0,569	0,191	2,980	0,004	$\theta_{1,21}$	-1,286	0,244	-5,280	0,000
$\theta_{2,14}$	0,611	0,216	2,830	0,006					

Estimasi parameter dihitung menggunakan persamaan:

$$\begin{aligned}\hat{\mathbf{C}} &= \mathbf{Z}\mathbf{A}^T(\mathbf{A}\mathbf{A}^T)^{-1} \\ &= \begin{bmatrix} \boldsymbol{\phi}_{1,11} & \boldsymbol{\phi}_{1,12} & \dots & \boldsymbol{\phi}_{11,11} & \boldsymbol{\phi}_{11,12} & \dots & \boldsymbol{\theta}_{2,11} & \boldsymbol{\theta}_{2,12} & \boldsymbol{\theta}_{2,13} & \boldsymbol{\theta}_{2,14} \\ \boldsymbol{\phi}_{1,21} & \boldsymbol{\phi}_{1,22} & \dots & \boldsymbol{\phi}_{11,21} & \boldsymbol{\phi}_{11,22} & \dots & \boldsymbol{\theta}_{2,21} & \boldsymbol{\theta}_{2,22} & \boldsymbol{\theta}_{2,23} & \boldsymbol{\theta}_{2,24} \end{bmatrix} \\ &= \begin{bmatrix} -0,669 & 0,202 & \dots & 0,000 & 0,159 & \dots & 0,000 & 0,000 & 0,000 & 0,611 \\ 0,488 & -0,736 & \dots & 0,679 & -0,601 & \dots & 0,000 & 0,000 & 0,000 & 0,000 \end{bmatrix}\end{aligned}$$

dengan :

$$\mathbf{Z} = \mathbf{L}\mathbf{A} + \mathbf{E}$$

$$\mathbf{Z} = (\mathbf{z}_{11} \quad \mathbf{z}_{21})_{2 \times 120}$$

$$\mathbf{L} = (\boldsymbol{\Phi}_1, \boldsymbol{\Phi}_2, \dots, \boldsymbol{\Phi}_{11}, \boldsymbol{\Theta}_0, \boldsymbol{\Theta}_1, \boldsymbol{\Theta}_2)_{(2 \times 14)}$$

$$\mathbf{A} = (\mathbf{A}_1, \dots, \mathbf{A}_{120})_{(14 \times 120)}$$

\mathbf{C} dan $\hat{\mathbf{C}}$ adalah vektor 68×1 dimana $\mathbf{C} = (\text{vec}(\mathbf{L}))..$

$$\begin{aligned}\hat{\Sigma}_e &= \frac{1}{n-mp-1} \sum_{t=1}^n \mathbf{e}_t \mathbf{e}_t^T \\ &= \frac{1}{n-mp-1} (\mathbf{Z}\mathbf{Z}^T - \mathbf{Z}\mathbf{A}^T(\mathbf{A}\mathbf{A}^T)^{-1}\mathbf{A}\mathbf{Z}^T) \\ &= \frac{1}{120 - 2(11) - 1} \left[\begin{pmatrix} e_{11,1} & e_{12,1} \\ e_{21,1} & e_{22,1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{11,2} & e_{12,2} \\ e_{21,2} & e_{22,2} \end{pmatrix} + \dots + \begin{pmatrix} e_{11,120} & e_{12,120} \\ e_{21,120} & e_{22,120} \end{pmatrix} \right] \\ &= \frac{1}{97} \left[\begin{pmatrix} 0,011 & -0,007 \\ -0,007 & 0,004 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 0,018 & -0,030 \\ -0,030 & 0,050 \end{pmatrix} + \dots + \begin{pmatrix} 0,037 & -0,034 \\ -0,034 & 0,031 \end{pmatrix} \right] \\ &= \begin{pmatrix} 0,101 & -0,020 \\ -0,020 & 0,110 \end{pmatrix}\end{aligned}$$

$\hat{\Sigma}_e$ adalah estimasi matriks kovarian residual. Selanjutnya, dengan membagi elemen $\hat{\mathbf{C}}$ dengan akar diagonal elemen $(\mathbf{A}\mathbf{A}^T)^{-1} \otimes \hat{\Sigma}_e$ maka didapatkan matriks t-ratio:

$$\begin{bmatrix} -8,440 & 4,150 & \dots & 0,000 & 3,500 & \dots & 0,000 & 0,000 & 0,000 & 2,830 \\ 5,110 & -13,290 & \dots & 7,530 & -9,210 & \dots & 0,000 & 0,000 & 0,000 & 0,000 \end{bmatrix}$$

Hasil selengkapnya dapat dilihat pada Tabel 4.5. Tabel 4.5 menunjukkan hasil estimasi parameter model terbaik VARI-X (11,1,2) tingkat Nasional. Variabel hari raya Idul Fitri disesuaikan dengan notasi pada Bab III, yaitu

$V_{i,t} = V_{i,t}^-$, $V_{i,t-1} = V_{i,t}$, dan $V_{i,t-2} = V_{i,t}^+$. Berdasarkan hasil estimasi parameter model terbaik (Tabel 4.5) diperoleh model *inflow* Nasional sebagai berikut.

$$\begin{aligned} Z_{11,t} = & 0,331Z_{11,t-1} + 0,056Z_{11,t-2} + 0,446Z_{11,t-3} + 0,010Z_{11,t-4} + 0,157Z_{11,t-5} \\ & + 0,202Z_{21,t-1} - 0,091Z_{21,t-2} + 0,106Z_{21,t-3} - 0,076Z_{21,t-4} - 0,016Z_{21,t-5} - 0,126Z_{21,t-6} \\ & + 0,092Z_{21,t-10} + 0,067Z_{21,t-11} - 0,159Z_{21,t-12} + 0,880V_{1,t}^- + 1,131V_{2,t}^- + 0,569V_{3,t}^- + 0,611V_{4,t}^+ \\ & + a_{11,t} \end{aligned} \quad (4.3)$$

Pergerakan *inflow* di tingkat Nasional dipengaruhi oleh jumlah *inflow* pada 1 bulan, 2 bulan, 3 bulan, 4 bulan, dan 5 bulan sebelumnya, dan dipengaruhi juga oleh jumlah *outflow* pada 1 bulan, 2 bulan, 3 bulan, 4 bulan, 5 bulan, 6 bulan, 10 bulan, 11 bulan, dan 12 bulan sebelumnya. Pergerakan *inflow* dipengaruhi positif oleh bulan terjadinya hari raya Idul Fitri pada minggu pertama sebesar 0,880, minngu kedua sebesar 1,131, dan minggu ketiga sebesar 0,569. Pergerakan *inflow* dipengaruhi positif juga oleh satu bulan setelah terjadinya hari raya Idul Fitri pada minggu keempat sebesar 0,611. Selanjutnya untuk *outflow* Nasional adalah sebagai berikut.

$$\begin{aligned} Z_{21,t} = & 0,488Z_{11,t-1} - 0,070Z_{11,t-2} + 0,056Z_{11,t-3} - 0,084Z_{11,t-4} - 0,038Z_{11,t-5} + 0,060Z_{11,t-6} \\ & + 0,066Z_{11,t-7} + 0,168Z_{11,t-8} + 0,100Z_{11,t-9} - 0,125Z_{11,t-10} + 0,058Z_{11,t-11} - 0,679Z_{11,t-12} \\ & + 0,264Z_{21,t-1} + 0,058Z_{21,t-2} + 0,141Z_{21,t-3} + 0,025Z_{21,t-4} - 0,033Z_{21,t-5} - 0,032Z_{21,t-6} \\ & + 0,090Z_{21,t-7} + 0,005Z_{21,t-8} - 0,070Z_{21,t-9} - 0,098Z_{21,t-10} + 0,049Z_{21,t-11} + 0,601Z_{21,t-12} \\ & + 0,615V_{1,t}^- + 0,607V_{2,t}^- - 1,286V_{1,t}^+ + a_{21,t} \end{aligned} \quad (4.4)$$

Pergerakan *outflow* di tingkat Nasional dipengaruhi oleh jumlah *inflow* pada 1 bulan hingga 12 bulan sebelumnya, dan dipengaruhi juga oleh jumlah *outflow* pada 1 bulan hingga 12 bulan sebelumnya. Pergerakan *outflow* dipengaruhi positif oleh satu bulan sebelum terjadinya hari raya Idul Fitri pada minggu pertama sebesar 0,615 dan pada minggu kedua sebesar 0,607. Selain itu pergerakan *outflow* dipengaruhi negatif oleh bulan terjadinya hari raya Idul Fitri pada minggu pertama sebesar 1,286.

Sama seperti pada tingkat Nasional, diperoleh model dugaan VARI-X (11,1,2) untuk tingkat Jawa Timur. Model dugaan VARI-X (11,1,2) tingkat Jawa Timur adalah sebagai berikut.

$$\begin{bmatrix} Z_{12,t}^* \\ Z_{22,t}^* \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_{1,11} & \phi_{1,12} \\ \phi_{1,21} & \phi_{1,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{12,t-1}^* \\ Z_{22,t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{2,11} & \phi_{2,12} \\ \phi_{2,21} & \phi_{2,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{12,t-2}^* \\ Z_{22,t-2}^* \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \phi_{11,11} & \phi_{11,12} \\ \phi_{11,21} & \phi_{11,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{12,t-11}^* \\ Z_{22,t-11}^* \end{bmatrix}$$

$$\begin{aligned}
& + \begin{bmatrix} \theta_{0,11} & \theta_{0,12} & \theta_{0,13} & \theta_{0,14} \\ \theta_{0,21} & \theta_{0,22} & \theta_{0,23} & \theta_{0,24} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} V_{1,t} \\ V_{2,t} \\ V_{3,t} \\ V_{4,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta_{1,11} & \theta_{1,12} & \theta_{1,13} & \theta_{1,14} \\ \theta_{1,21} & \theta_{1,22} & \theta_{1,23} & \theta_{1,24} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} V_{1,t-1} \\ V_{2,t-1} \\ V_{3,t-1} \\ V_{4,t-1} \end{bmatrix} \\
& + \begin{bmatrix} \theta_{2,11} & \theta_{2,12} & \theta_{2,13} & \theta_{2,14} \\ \theta_{2,21} & \theta_{2,22} & \theta_{2,23} & \theta_{2,24} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} V_{1,t-2} \\ V_{2,t-2} \\ V_{3,t-2} \\ V_{4,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11,t} \\ a_{21,t} \end{bmatrix},
\end{aligned}$$

dengan mensubstitusi *differencing* orde 1, maka diperoleh,

$$\begin{aligned}
& \begin{bmatrix} (1-B)^1 & 0 \\ 0 & (1-B)^1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{12,t} \\ Z_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_{1,11} & \phi_{1,12} \\ \phi_{1,21} & \phi_{1,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} (1-B)^1 & 0 \\ 0 & (1-B)^1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{12,t-1} \\ Z_{22,t-1} \end{bmatrix} \\
& + \begin{bmatrix} \phi_{2,11} & \phi_{2,12} \\ \phi_{2,21} & \phi_{2,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} (1-B)^1 & 0 \\ 0 & (1-B)^1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{12,t-2} \\ Z_{22,t-2} \end{bmatrix} + \dots \\
& + \begin{bmatrix} \phi_{11,11} & \phi_{11,12} \\ \phi_{11,21} & \phi_{11,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} (1-B)^1 & 0 \\ 0 & (1-B)^1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{12,t-11} \\ Z_{22,t-11} \end{bmatrix} \\
& + \begin{bmatrix} \theta_{0,11} & \theta_{0,12} & \theta_{0,13} & \theta_{0,14} \\ \theta_{0,21} & \theta_{0,22} & \theta_{0,23} & \theta_{0,24} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} V_{1,t} \\ V_{2,t} \\ V_{3,t} \\ V_{4,t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta_{1,11} & \theta_{1,12} & \theta_{1,13} & \theta_{1,14} \\ \theta_{1,21} & \theta_{1,22} & \theta_{1,23} & \theta_{1,24} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} V_{1,t-1} \\ V_{2,t-1} \\ V_{3,t-1} \\ V_{4,t-1} \end{bmatrix} \\
& + \begin{bmatrix} \theta_{2,11} & \theta_{2,12} & \theta_{2,13} & \theta_{2,14} \\ \theta_{2,21} & \theta_{2,22} & \theta_{2,23} & \theta_{2,24} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} V_{1,t-2} \\ V_{2,t-2} \\ V_{3,t-2} \\ V_{4,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11,t} \\ a_{21,t} \end{bmatrix}.
\end{aligned}$$

Model dugaan VARI-X (11,1,2) tingkat Jawa Timur untuk *inflow* ditulis:

$$\begin{aligned}
Z_{12,t} = & Z_{12,t-1} + \phi_{1,11} Z_{12,t-1} - \phi_{1,11} Z_{12,t-2} + \phi_{1,12} Z_{22,t-1} - \phi_{1,12} Z_{22,t-2} + \phi_{2,11} Z_{12,t-2} - \phi_{2,11} Z_{12,t-3} + \phi_{2,12} Z_{22,t-2} \\
& - \phi_{2,12} Z_{22,t-3} + \phi_{3,11} Z_{12,t-3} - \phi_{3,11} Z_{12,t-4} + \phi_{3,12} Z_{22,t-3} - \phi_{3,12} Z_{22,t-4} + \phi_{4,11} Z_{12,t-4} - \phi_{4,11} Z_{12,t-5} + \phi_{4,12} Z_{22,t-4} \\
& - \phi_{4,12} Z_{22,t-5} + \phi_{5,11} Z_{12,t-5} - \phi_{5,11} Z_{12,t-6} + \phi_{5,12} Z_{22,t-5} - \phi_{5,12} Z_{22,t-6} + \phi_{6,11} Z_{12,t-6} - \phi_{6,11} Z_{12,t-7} + \phi_{6,12} Z_{22,t-6} \\
& - \phi_{6,12} Z_{22,t-7} + \phi_{7,11} Z_{12,t-7} - \phi_{7,11} Z_{12,t-8} + \phi_{7,12} Z_{22,t-7} - \phi_{7,12} Z_{22,t-8} + \phi_{8,11} Z_{12,t-8} - \phi_{8,11} Z_{12,t-9} + \phi_{8,12} Z_{22,t-8} \\
& - \phi_{8,12} Z_{22,t-9} + \phi_{9,11} Z_{12,t-9} - \phi_{9,11} Z_{12,t-10} + \phi_{9,12} Z_{22,t-9} - \phi_{9,12} Z_{22,t-10} + \phi_{10,11} Z_{12,t-10} - \phi_{10,11} Z_{12,t-11} + \phi_{10,12} Z_{22,t-10} \\
& - \phi_{10,12} Z_{22,t-11} + \phi_{11,11} Z_{12,t-11} - \phi_{11,11} Z_{12,t-12} + \phi_{11,12} Z_{22,t-11} - \phi_{11,12} Z_{22,t-12} + \theta_{0,11} V_{1,t} + \theta_{0,12} V_{2,t} + \theta_{0,13} V_{3,t} \\
& + \theta_{0,14} V_{4,t} + \theta_{1,11} V_{1,t-1} + \theta_{1,12} V_{2,t-1} + \theta_{1,13} V_{3,t-1} + \theta_{1,14} V_{4,t-1} + \theta_{2,11} V_{1,t-2} + \theta_{2,12} V_{2,t-2} + \theta_{2,13} V_{3,t-2} + \theta_{2,14} V_{4,t-2} + a_{12,t} \quad (4.5)
\end{aligned}$$

dan untuk model dugaan VARI-X (11,1,2) deret *outflow* Jawa Timur menjadi:

$$\begin{aligned}
Z_{22,t} = & Z_{22,t-1} + \phi_{1,21}Z_{12,t-1} - \phi_{1,21}Z_{12,t-2} + \phi_{1,22}Z_{22,t-1} - \phi_{1,22}Z_{22,t-2} + \phi_{2,21}Z_{12,t-2} - \phi_{2,21}Z_{12,t-3} + \phi_{2,22}Z_{22,t-2} \\
& - \phi_{2,22}Z_{22,t-3} + \phi_{3,21}Z_{12,t-3} - \phi_{3,21}Z_{12,t-4} + \phi_{3,22}Z_{22,t-3} - \phi_{3,22}Z_{22,t-4} + \phi_{4,21}Z_{12,t-4} - \phi_{4,21}Z_{12,t-5} + \phi_{4,22}Z_{22,t-4} \\
& - \phi_{4,22}Z_{22,t-5} + \phi_{5,21}Z_{12,t-5} - \phi_{5,21}Z_{12,t-6} + \phi_{5,22}Z_{22,t-5} - \phi_{5,22}Z_{22,t-6} + \phi_{6,21}Z_{12,t-6} - \phi_{6,21}Z_{12,t-7} + \phi_{6,22}Z_{22,t-6} \\
& - \phi_{6,22}Z_{22,t-7} + \phi_{7,21}Z_{12,t-7} - \phi_{7,21}Z_{12,t-8} + \phi_{7,22}Z_{22,t-7} - \phi_{7,22}Z_{22,t-8} + \phi_{8,21}Z_{12,t-8} - \phi_{8,21}Z_{12,t-9} + \phi_{8,22}Z_{22,t-8} \\
& - \phi_{8,22}Z_{22,t-9} + \phi_{9,21}Z_{12,t-9} - \phi_{9,21}Z_{12,t-10} + \phi_{9,22}Z_{22,t-9} - \phi_{9,22}Z_{22,t-10} + \phi_{10,21}Z_{12,t-10} - \phi_{10,21}Z_{12,t-11} + \phi_{10,22}Z_{22,t-10} \\
& - \phi_{10,22}Z_{22,t-11} + \phi_{11,21}Z_{12,t-11} - \phi_{11,21}Z_{12,t-12} + \phi_{11,22}Z_{22,t-11} - \phi_{11,22}Z_{22,t-12} + \theta_{0,21}V_{1,t} + \theta_{0,22}V_{2,t} + \theta_{0,23}V_{3,t} \\
& + \theta_{0,24}V_{4,t} + \theta_{1,21}V_{1,t-1} + \theta_{1,22}V_{2,t-1} + \theta_{1,23}V_{3,t-1} + \theta_{1,24}V_{4,t-1} + \theta_{2,21}V_{1,t-2} + \theta_{2,22}V_{2,t-2} + \theta_{2,23}V_{3,t-2} + \theta_{2,24}V_{4,t-2} + a_{22,t}
\end{aligned} \tag{4.6}$$

Estimasi awal model VARI-X (11,1,2) tingkat Jawa Timur dapat dilihat pada Lampiran D(d). Dalam model dugaan VARI-X terdapat estimasi parameter yang tidak signifikan. Parameter yang tidak signifikan dikeluarkan satu per satu dari model. Selanjutnya dengan langkah yang sama, diperoleh estimasi parameter model terbaik VARI-X(11,1,2) untuk tingkat Jawa Timur. Estimasi parameter dihitung menggunakan persamaan:

$$\begin{aligned}
\hat{\mathbf{C}} &= \mathbf{ZA}^T(\mathbf{AA}^T)^{-1} \\
&= \begin{bmatrix} \boldsymbol{\phi}_{1,11} & \boldsymbol{\phi}_{1,12} & \dots & \boldsymbol{\phi}_{11,11} & \boldsymbol{\phi}_{11,12} & \dots & \boldsymbol{\theta}_{2,11} & \boldsymbol{\theta}_{2,12} & \boldsymbol{\theta}_{2,13} & \boldsymbol{\theta}_{2,14} \\ \boldsymbol{\phi}_{1,21} & \boldsymbol{\phi}_{1,22} & \dots & \boldsymbol{\phi}_{11,21} & \boldsymbol{\phi}_{11,22} & \dots & \boldsymbol{\theta}_{2,21} & \boldsymbol{\theta}_{2,22} & \boldsymbol{\theta}_{2,23} & \boldsymbol{\theta}_{2,24} \end{bmatrix} \\
&= \begin{bmatrix} -0,821 & 0,349 & \dots & -0,141 & 0,208 & \dots & 0,000 & 0,000 & 0,000 & 0,000 \\ 0,268 & -0,670 & \dots & 0,411 & -0,439 & \dots & 0,000 & -0,205 & 0,000 & 0,000 \end{bmatrix}
\end{aligned}$$

dengan :

$$\mathbf{Z} = \mathbf{LA} + \mathbf{E}$$

$$\mathbf{Z} = (z_{12} \ z_{22})_{2 \times 120}$$

$$\mathbf{L} = (\boldsymbol{\Phi}_1, \boldsymbol{\Phi}_2, \dots, \boldsymbol{\Phi}_{11}, \boldsymbol{\Theta}_0, \boldsymbol{\Theta}_1, \boldsymbol{\Theta}_2)_{(2 \times 14)}$$

$$\mathbf{A} = (A_1, \dots, A_{120})_{(14 \times 120)}$$

\mathbf{C} dan $\hat{\mathbf{C}}$ adalah vektor 68×1 dimana $\mathbf{C} = (\text{vec}(\mathbf{L}))$.

Tabel 4.6 Estimasi Parameter Model Terbaik VARI-X Tingkat Jawa Timur

Inflow ($Z_{12,t}$)					Outflow ($Z_{22,t}$)				
Parameter	Estimasi	Std. Error	t_{hitung}	Nilai P	Parameter	Estimasi	Std. Error	t_{hitung}	Nilai P
$\phi_{1,11}$	-0,821	0,092	-8,950	0,0001	$\phi_{1,21}$	0,268	0,097	2,770	0,0070
$\phi_{1,12}$	0,349	0,064	5,440	0,0001	$\phi_{1,22}$	-0,67	0,074	-9,060	0,0001
$\phi_{2,11}$	-0,799	0,115	-6,940	0,0001	$\phi_{2,21}$	0,181	0,091	1,990	0,0502
$\phi_{2,12}$	0,385	0,089	4,310	0,0001	$\phi_{2,22}$	-0,566	0,099	-5,660	0,0001
$\phi_{3,11}$	-0,457	0,137	-3,340	0,0012	$\phi_{3,22}$	-0,420	0,110	-3,810	0,0030
$\phi_{3,12}$	0,533	0,104	5,100	0,0001	$\phi_{4,22}$	-0,199	0,108	-1,850	0,0677
$\phi_{4,11}$	-0,433	0,1408	-3,080	0,0028	$\phi_{5,22}$	-0,201	0,098	-2,050	0,0435
$\phi_{4,12}$	0,458	0,119	3,840	0,0002	$\phi_{6,22}$	-0,141	0,073	-1,930	0,0574
$\phi_{5,11}$	-0,281	0,141	-1,990	0,0494	$\phi_{8,21}$	0,201	0,105	1,910	0,0597
$\phi_{5,12}$	0,426	0,127	3,350	0,0012	$\phi_{9,21}$	0,347	0,121	2,870	0,0051
$\phi_{6,11}$	-0,268	0,138	-1,940	0,0552	$\phi_{9,22}$	-0,243	0,085	-2,860	0,0053
$\phi_{6,12}$	0,259	0,132	1,970	0,0519	$\phi_{10,21}$	0,394	0,116	3,410	0,0010
$\phi_{7,11}$	-0,320	0,132	-2,430	0,0172	$\phi_{10,22}$	-0,320	0,093	-3,440	0,0009
$\phi_{7,12}$	0,283	0,134	2,110	0,0374	$\phi_{11,21}$	0,411	0,100	4,100	0,0001
$\phi_{8,11}$	-0,368	0,123	-3,000	0,0036	$\phi_{11,22}$	-0,439	0,088	-5,010	0,0001
$\phi_{8,12}$	0,285	0,135	2,110	0,0381					
$\phi_{9,11}$	-0,358	0,114	-3,140	0,0023					
$\phi_{9,12}$	0,271	0,128	2,120	0,0365					
$\phi_{10,11}$	-0,201	0,103	-1,960	0,0532					
$\phi_{10,12}$	0,336	0,107	3,140	0,0024					
$\phi_{11,11}$	-0,141	0,079	-1,780	0,0785					
$\phi_{11,12}$	0,208	0,083	2,510	0,0140					
$\theta_{1,11}$	0,236	0,094	2,520	0,0137	$\theta_{0,21}$	0,307	0,111	2,760	0,0070
$\theta_{1,12}$	0,356	0,085	4,180	0,0001	$\theta_{0,22}$	0,332	0,094	3,510	0,0007
					$\theta_{1,21}$	-0,458	0,113	-4,030	0,0001
					$\theta_{2,22}$	-0,205	0,105	-1,950	0,0547

$$\begin{aligned}
\hat{\Sigma}_e &= \frac{1}{n-mp-I} \sum_{t=1}^n \mathbf{e}_t \mathbf{e}_t^T \\
&= \frac{1}{n-mp-I} (\mathbf{Z} \mathbf{Z}^T - \mathbf{Z} \mathbf{A}^T (\mathbf{A} \mathbf{A}^T)^{-1} \mathbf{A} \mathbf{Z}^T) \\
&= \frac{1}{120-2(11)-1} \left[\begin{pmatrix} e_{11,1} & e_{12,1} \\ e_{21,1} & e_{22,1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_{11,2} & e_{12,2} \\ e_{21,2} & e_{22,2} \end{pmatrix} + \dots + \begin{pmatrix} e_{11,120} & e_{12,120} \\ e_{21,120} & e_{22,120} \end{pmatrix} \right] \\
&= \frac{1}{97} \left[\begin{pmatrix} 0,0002 & 0,0003 \\ 0,0003 & 0,0004 \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} 1,2 \cdot 10^{-5} & 0,0004 \\ 0,0004 & 0,0131 \end{pmatrix} + \dots + \begin{pmatrix} 0,0115 & 0,0004 \\ 0,0004 & 1,5 \cdot 10^{-5} \end{pmatrix} \right] \\
&= \begin{pmatrix} 0,015 & 0,001 \\ 0,001 & 0,025 \end{pmatrix}
\end{aligned}$$

$\hat{\Sigma}_e$ adalah estimasi matriks kovarian residual. Elemen $\hat{\mathbf{C}}$ dibagi dengan akar diagonal elemen $(\mathbf{A} \mathbf{A}^T)^{-1} \otimes \hat{\Sigma}_e$, didapatkan matriks t-ratio:

$$\begin{bmatrix} -8,950 & 5,440 & \dots & -1,780 & 2,510 & \dots & 0,000 & 0,000 & 0,000 & 0,000 \\ 2,770 & -9,060 & \dots & 4,100 & -5,010 & \dots & 0,000 & -1,950 & 0,000 & 0,000 \end{bmatrix}$$

Tabel 4.6 menyajikan estimasi parameter model terbaik untuk tingkat Jawa Timur. Berdasarkan Tabel 4.6, model VARI-X *inflow* di Jawa Timur adalah:

$$\begin{aligned}
Z_{12,t} = & 0,179Z_{12,t-1} + 0,021Z_{12,t-2} + 0,343Z_{12,t-3} + 0,024Z_{12,t-4} + 0,152Z_{12,t-5} + 0,012Z_{12,t-6} \\
& - 0,052Z_{12,t-7} - 0,048Z_{12,t-8} + 0,010Z_{12,t-9} + 0,157Z_{12,t-10} + 0,061Z_{12,t-11} + 0,141Z_{12,t-12} \\
& + 0,350Z_{22,t-1} + 0,036Z_{22,t-2} + 0,147Z_{22,t-3} - 0,074Z_{22,t-4} - 0,032Z_{22,t-5} - 0,166Z_{22,t-6} \\
& + 0,023Z_{22,t-7} + 0,003Z_{22,t-8} - 0,014Z_{22,t-9} + 0,064Z_{22,t-10} - 0,128Z_{22,t-11} - 0,208Z_{22,t-12} \\
& + 0,236V_{1,t} + 0,356V_{2,t} + a_{12,t}
\end{aligned} \tag{4.7}$$

Pergerakan *inflow* di tingkat Jawa Timur dipengaruhi oleh jumlah *inflow* pada 1 bulan hingga 12 bulan sebelumnya dan dipengaruhi juga oleh jumlah *outflow* pada 1 bulan hingga 12 bulan sebelumnya. Pergerakan *inflow* dipengaruhi positif oleh bulan terjadinya hari raya Idul Fitri pada minggu pertama dan kedua sebesar 0,236 dan 0,356. Untuk pergerakan *outflow* di Jawa Timur dituliskan pada persamaan berikut.

$$\begin{aligned}
Z_{22,t} = & 0,269Z_{12,t-1} - 0,087Z_{12,t-2} - 0,181Z_{12,t-3} + 0,201Z_{12,t-8} + 0,146Z_{12,t-9} + 0,047Z_{12,t-10} \\
& + 0,017Z_{12,t-11} - 0,411Z_{12,t-12} + 0,326Z_{22,t-1} + 0,108Z_{22,t-2} + 0,146Z_{22,t-3} + 0,221Z_{22,t-4} \\
& - 0,002Z_{22,t-5} + 0,060Z_{22,t-6} + 0,142Z_{22,t-7} - 0,243Z_{22,t-9} - 0,077Z_{22,t-10} - 0,119Z_{22,t-11} \\
& + 0,439Z_{22,t-12} + 0,307V_{1,t}^- + 0,332V_{2,t}^- - 0,458V_{1,t}^- - 0,205V_{2,t}^- + a_{22,t}
\end{aligned} \tag{4.8}$$

Pergerakan *outflow* di tingkat Jawa Timur dipengaruhi oleh jumlah *inflow* pada 1 bulan, 2 bulan, 3 bulan, 8 bulan, 9 bulan, 10 bulan, 11 bulan, dan 12 bulan sebelumnya. Pergerakan *outflow* dipengaruhi pulan oleh *outflow* pada 1 bulan hingga 12 bulan sebelumnya, kecuali 8 bulan sebelumnya. Pergerakan *outflow* dipengaruhi positif oleh satu bulan sebelum terjadinya hari raya Idul Fitri pada minggu pertama dan kedua sebesar 0,307 dan 0,332. Selain itu pergerakan *outflow* dipengaruhi negatif oleh bulan terjadinya hari raya Idul Fitri pada minggu pertama sebesar 0,458 dan minggu kedua sebesar 0,205.

Pemeriksaan asumsi residual *white noise* menggunakan nilai AICc terkecil. Tabel 4.7 menampilkan hasil pemeriksaan residual menggunakan AICc.

Tabel 4.7 Nilai AICc Residual

Lag	Tingkat	
	Nasional	Jawa Timur
AR 0	-5,144	-8,512
AR 1	-5,096	-8,439
AR 2	-5,035	-8,374
AR 3	-4,958	-8,296
AR 4	-4,886	-8,218
AR 5	-4,808	-8,149
AR 6	-4,769	-8,049
AR 7	-4,676	-7,960
AR 8	-4,620	-7,853
AR 9	-4,498	-7,739
AR 10	-4,394	-7,649
AR 11	-4,310	-7,548
AR 12	-5,144	-7,426

Residual dikatakan *white noise* apabila nilai AICc terkecil berada pada AR 0 dan MA 0. Pada Tabel 4.7 diperoleh nilai AICc terkecil berada pada AR 0 dan MA 0 baik untuk model VARI-X Nasional maupun Jawa Timur. Sama halnya ketika pemilihan orde VARI-X menggunakan AICc, nilai AICc terkecil menunjukkan orde *Autoregressive*. Akibatnya, apabila nilai AICc terkecil dari data residual berada pada AR 0 dan MA 0 maka residual memiliki orde *Autoregressive* 0 atau residual tidak memiliki hubungan (korelasi) dengan lag sebelumnya. Hal ini menunjukkan bahwa residual telah memenuhi asumsi *white noise*. Residual belum memenuhi asumsi distribusi normal multivariat dengan nilai statistik uji sebesar 0,96 untuk Nasional dan 0,98 untuk Jawa Timur. P-value yang diperoleh lebih kecil dari α , sehingga tolak hipotesis *null* atau residual belum

memenuhi asumsi normal multivariat. Selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran D(f).

Taksiran *in-sample* dan ramalan *out-sample* dapat diperoleh menggunakan model VARI-X terbaik. Hasil taksiran yang diperoleh kemudian ditransformasi kembali. Sebagai contoh, pada *inflow* bulan Januari tahun 2004 di tingkat Nasional diperoleh nilai taksiran titik ($\hat{Z}_{11,13}$) sebesar 3,147 dengan batas konfidensi bawah 2,622 dan batas konfidensi atas 3,671. Cara memperoleh nilai batas konfidensi bawah dan batas konfidensi atas adalah sebagai berikut.

Batas konfidensi bawah:

$$\hat{Z}_{11,13} - N_{0,05} \sqrt{\text{var}(e_{11,13})} = 3,147 - (1,65 \times 0,318) = 2,622$$

Batas konfidensi atas:

$$\hat{Z}_{11,13} + N_{0,05} \sqrt{\text{var}(e_{11,13})} = 3,147 + (1,65 \times 0,318) = 3,671$$

Tabel 4.8 Taksiran *In-Sample* dan Ramalan *Out-sample* dari *Inflow* dan *Outflow* VARI-X Nasional

Data	Tahun	Bulan	Nasional		Batas Konfidensi Bawah		Batas Konfidensi Atas	
			$\hat{Z}_{11,t}$	$\hat{Z}_{21,t}$	$\hat{Z}_{11,t}$	$\hat{Z}_{21,t}$	$\hat{Z}_{11,t}$	$\hat{Z}_{21,t}$
<i>In-sample</i>	2004	1	23,260	18,615	13,767	10,761	39,296	32,202
		2	16,920	18,951	10,015	10,955	28,585	32,783
		3	26,017	16,155	15,400	9,339	43,955	27,947
		:	:	:	:	:	:	:
		11	34,682	49,561	20,528	28,649	58,595	85,735
		12	23,974	21,457	14,190	12,403	40,504	37,118
	2013	:	:	:	:	:	:	:
		1	34,211	12,718	20,250	7,352	57,798	22,000
		2	30,121	26,965	17,829	15,587	50,889	46,646
		3	32,510	39,297	19,243	22,716	54,925	67,980
		:	:	:	:	:	:	:
		11	46,357	39,327	27,439	22,733	78,318	68,031
		12	24,756	62,302	14,653	36,015	41,825	107,776
<i>Out-sample</i>	2014	1	40,040	11,629	23,700	6,722	67,647	20,117
		2	24,869	28,335	14,252	15,390	43,395	52,169
		3	28,592	33,147	16,117	17,669	50,723	62,183
		:	:	:	:	:	:	:
		11	27,322	37,183	10,727	15,129	69,591	91,386
		12	22,942	62,578	8,591	24,265	61,264	161,381

Nilai tersebut kemudian ditransformasi kembali. Pada uji stasioneritas telah disebutkan bahwa data *inflow* dan *outflow* pada tingkat Nasional menggunakan

transformasi \ln , sehingga data hasil taksiran ditransformasi menggunakan eksponensial, yaitu:

$$\text{Ramalan titik: } \hat{Z}_{11,13} = \exp(3,147) = 23,260$$

$$\text{Batas konfidensi bawah} = \exp(2,622) = 13,767$$

$$\text{Batas konfidensi atas} = \exp(3,671) = 39,296$$

Tabel 4.8 menunjukkan hasil taksiran *in-sample* dan ramalan *out-sample* model VARI-X terbaik untuk tingkat Nasional dan selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran. D(g).

Tabel 4.9 Taksiran *In-Sample* dan Ramalan *Out-sample* dari *Inflow* dan *Outflow* VARI-X Jawa Timur

Data	Tahun	Bulan	Jawa Timur		Batas Konfidensi Bawah		Batas Konfidensi Atas	
			$\hat{Z}_{12,t}$	$\hat{Z}_{22,t}$	$\hat{Z}_{12,t}$	$\hat{Z}_{22,t}$	$\hat{Z}_{12,t}$	$\hat{Z}_{22,t}$
<i>In-sample</i>	2004	1	1,775	1,156	0,868	0,397	3,232	2,645
		2	1,225	1,498	0,551	0,560	2,364	3,260
		3	1,594	0,987	0,762	0,321	2,950	2,332
		:	:	:	:	:	:	:
		11	1,351	2,630	0,622	1,148	2,565	5,176
		12	1,960	1,400	0,979	0,512	3,516	3,085
		:	:	:	:	:	:	:
		1	2,924	0,655	1,578	0,182	4,962	1,692
		2	1,581	1,515	0,754	0,567	2,929	3,289
		3	1,857	1,932	0,917	0,777	3,358	4,012
		:	:	:	:	:	:	:
		11	2,886	2,050	1,554	0,838	4,905	4,211
		12	1,593	3,540	0,761	1,659	2,949	6,642
<i>Out-sample</i>	2014	1	3,123	0,939	1,705	0,300	5,253	2,242
		2	1,516	1,875	0,652	0,690	3,014	4,117
		3	1,568	2,202	0,655	0,813	3,175	4,825
		:	:	:	:	:	:	:
		11	1,706	1,943	0,460	0,463	4,481	5,447
		12	1,465	2,874	0,354	0,789	4,081	7,477

Pada tingkat Jawa Timur, sebagai contoh adalah *inflow* bulan Januari tahun 2004 dengan nilai taksiran titik ($\hat{Z}_{12,13}$) sebesar 1,168 dengan batas konfidensi bawah 0,963 dan batas konfidensi atas 1,373. Cara memperoleh nilai batas konfidensi bawah dan batas konfidensi atas adalah sebagai berikut.

Batas konfidensi bawah:

$$\hat{Z}_{12,13} - N_{0,05} \sqrt{\text{var}(e_{12,13})} = 1,168 - (1,65 \times 0,124) = 0,963$$

Batas konfidensi atas:

$$\hat{Z}_{12,13} + N_{0,05} \sqrt{\text{var}(e_{12,13})} = 1,168 + (1,65 \times 0,124) = 1,373$$

Pada uji stasioneritas telah disebutkan bahwa data *inflow* dan *outflow* pada tingkat Jawa Timur menggunakan transformasi Box-cox dengan lambda sebesar 0,27 sehingga data hasil taksiran ditransformasi kembali menjadi:

Ramalan titik: $\hat{Z}_{12,13} = (1,168)^{(100/27)} = 1,775$

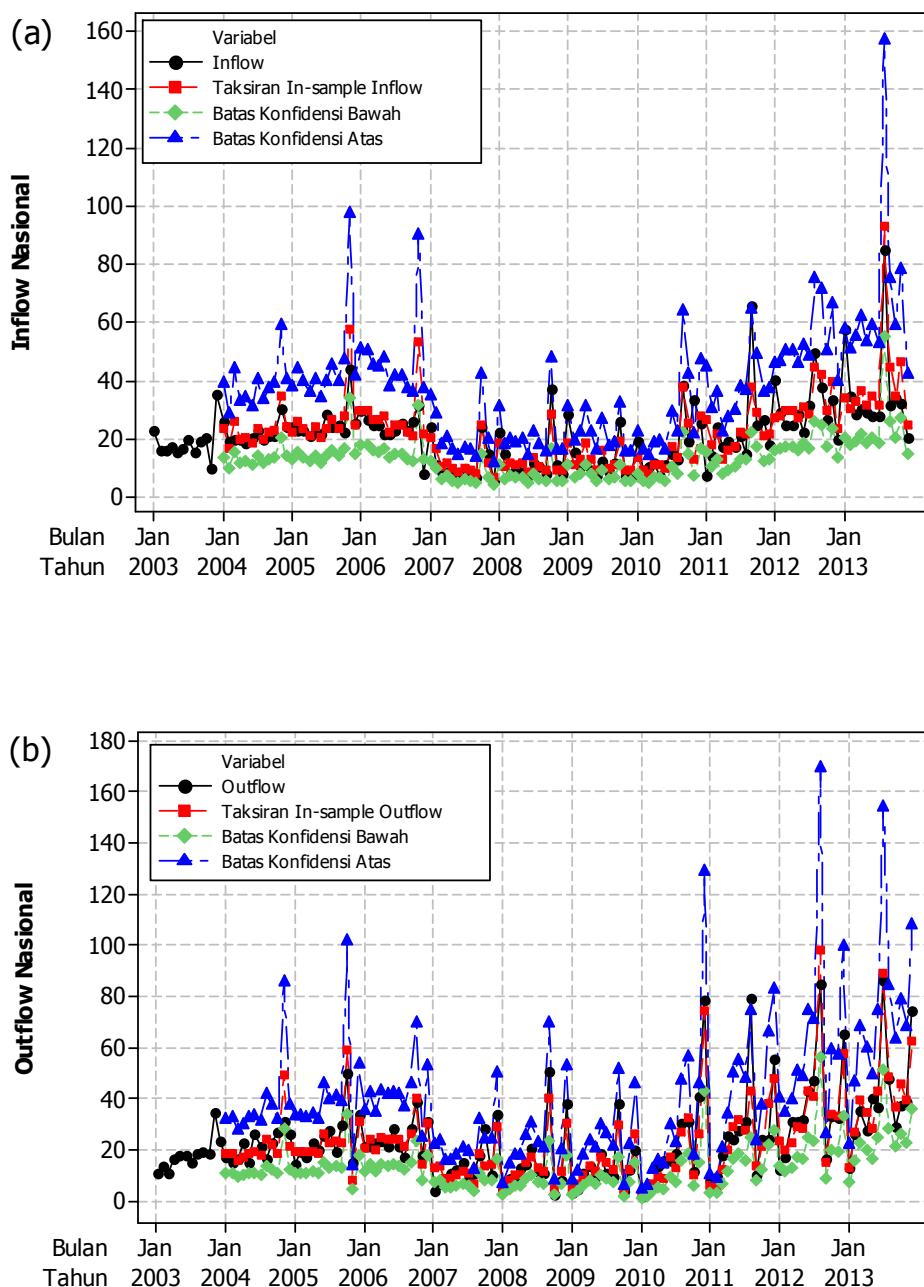
Batas konfidensi bawah = $(0,963)^{(100/27)} = 0,868$

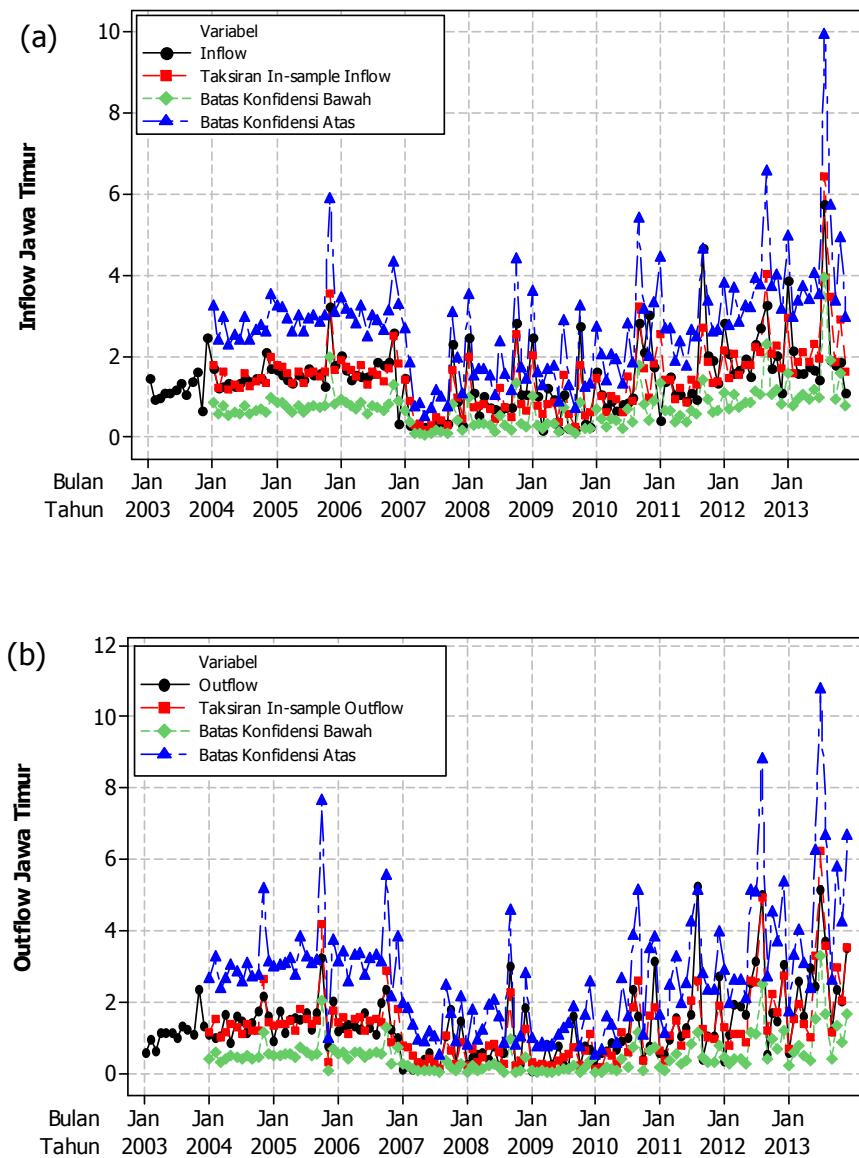
Batas konfidensi atas = $(1,373)^{(100/27)} = 3,232$

Tabel 4.9 menunjukkan hasil taksiran *in-sample* dan ramalan *out-sample* model VARI-X terbaik untuk tingkat Jawa Timur dan selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran D(h).

Gambar 4.5 dan 4.6 memperlihatkan plot data asli dengan taksiran *in-sample* beserta batas bawah dan batas bawah yang diperoleh menggunakan model VARI-X. Pada data *inflow* tingkat Nasional terdapat data yang tidak tercakup dalam interval konfidensi, yaitu Desember 2006 dan Januari 2011. Sementara untuk *outflow* Nasional, data yang tidak tercakup dalam interval konfidensi adalah Januari 2007, Agustus 2011, dan Januari 2012.

Hal sama terjadi pada tingkat Jawa Timur, dimana *inflow* pada bulan Desember 2006 dan Januari 2011 serta *outflow* pada bulan Januari 2007, Agustus 2011, dan Januari 2012 keluar interval konfidensi. Bulan Desember merupakan bulan terjadinya Natal dan bulan Januari merupakan bulan terjadinya libur tahun baru. Bulan Agustus 2011 adalah bulan terjadinya hari raya Idul Fitri. Meskipun demikian, hasil taksiran *inflow* dan *outflow* baik titik maupun interval menunjukkan pola yang sama dengan data asli.

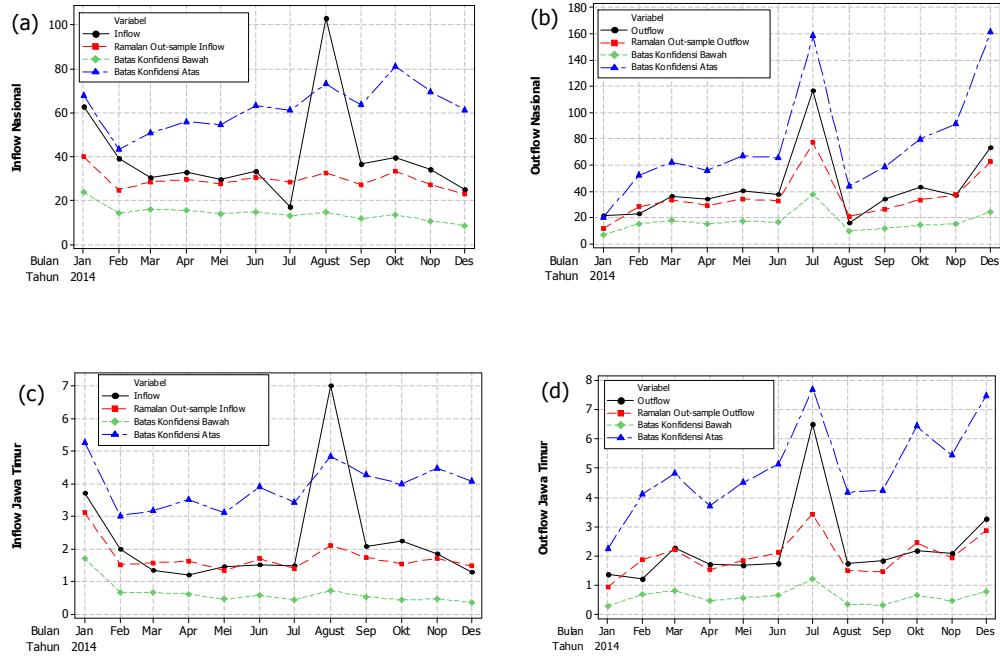




Gambar 4.6 Plot Time Series Taksiran *In-sample* Inflow (a) dan Outflow (b) VARI-X Jawa Timur

Selanjutnya akan dibahas mengenai pola *time series* dari *out-sample*. Pada tahun 2014 hari raya Idul Fitri jatuh pada minggu ke-4 bulan Juli. Sesuai deskripsi yang ada, apabila Idul Fitri jatuh pada minggu ke-4 maka *inflow* akan tinggi pada bulan setelah hari raya Idul Fitri dan *outflow* akan tinggi pada bulan saat hari raya Idul Fitri. Gambar 4.7 memperlihatkan hasil ramalan *out-sample* *outflow* sesuai dengan deskripsi yang ada dan semua data masuk dalam interval konfidensi. Berbeda dengan *outflow*, pada ramalan *inflow* baik pada tingkat Nasional (a) maupun Jawa Timur (c) terlihat bahwa *inflow* bulan Agustus 2014 keluar batas

konfidensi. Meskipun demikian, data tersebut bukan merupakan data *outlier* karena bulan Agustus merupakan bulan setelah terjadinya hari raya Idul Fitri.



Gambar 4.7 Plot Time Series Ramalan *Out-sample*: *Inflow Nasional* (a), *Outflow Nasional* (b)
Inflow Jawa Timur (c), *Outflow Jawa Timur* (d) model VARI-X

Kriteria kebaikan model diukur menggunakan MAPE. Pada data *in-sample* tingkat Nasional diperoleh nilai MAPE sebesar 22,26% untuk *inflow* dan 21,98% untuk *outflow*. Ramalan *out-sample* menghasilkan nilai MAPE sebesar 25,58% untuk *inflow* dan 20,32% untuk *outflow*. Untuk tingkat Jawa Timur diperoleh MAPE sebesar 34,68% pada *inflow* dan 55,99% pada *outflow* data *in-sample*. MAPE hasil ramalan *out-sample* di tingkat Jawa Timur adalah 21,54% untuk *inflow* dan 20,25% untuk *outflow* dengan rata-rata MAPE sebesar 20,89%.

4.3 Pemodelan CCC-MGARCH (1,1) *Inflow* dan *Outflow* Uang Kartal Bank Indonesia

Pemodelan CCC-MGARCH merupakan lanjutan dari pemodelan VARI-X dengan menggunakan data residual hasil terbaik VARI-X. Model Gabungan adalah model dengan ramalan titik VARI-X dan ramalan interval hasil CCC-MGARCH.

		Schematic Representation of Cross Correlations																														
(a)		Variable/ Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	
		r1	+	.	+	++	
		r2	.	+	
+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between																																
		Schematic Representation of Cross Correlations																														
(b)		Variable/ Lag	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47	48										
		r1	
		r2	
+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between																																
		Schematic Representation of Partial Cross Correlations																														
(b)		Variable/ Lag	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	
		r1	.	+	
		r2	
+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between																																
		Schematic Representation of Partial Cross Correlations																														
(b)		Variable/ Lag	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47	48											
		r1	
		r2	
+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between																																

Gambar 4.8 Plot Residual Kuadrat Tingkat Nasional: MCCF (a) MPCCF (b)

		Schematic Representation of Cross Correlations																														
(a)		Variable/ Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	
		r1	+	
		r2	
+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between																																
		Schematic Representation of Cross Correlations																														
(b)		Variable/ Lag	29	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47	48										
		r1	
		r2	
+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between																																
		Schematic Representation of Partial Cross Correlations																														
(b)		Variable/ Lag	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	
		r1	.	+	
		r2	
+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between																																
		Schematic Representation of Partial Cross Correlations																														
(b)		Variable/ Lag	30	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47	48											
		r1	
		r2	
+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between																																

Gambar 4.9 Plot Residual Kuadrat Tingkat Jawa Timur: MCCF (a) MPCCF (b)

Residual yang dihasilkan dari model VARI-X berjumlah 120 observasi. Sebelum melakukan pemodelan CCC-MGARCH, perlu memeriksa apakah terdapat efek ARCH/ GARCH atau heteroskedastisitas. Efek ARCH dapat ditunjukkan melalui plot MCCF dan MPCCF dari residual kuadrat. Gambar 4.8 dan 4.9 menampilkan hasil deteksi efek ARCH pada model VARI-X terbaik, dan terlihat bahwa masih ada beberapa lag yang keluar batas (signifikan). Hal ini membuktikan bahwa terdapat efek ARCH pada residual model VARI-X.

Dalam model CCC-MGARCH diperlukan nilai awal untuk memperoleh nilai estimasi parameter. Nilai awal yang digunakan dalam model CCC-MGARCH adalah nilai GARCH univariat. Tabel 4.10 menunjukkan hasil nilai GARCH secara univariat.

Tabel 4.10 Hasil Estimasi ARCH/GARCH Univariat

Variabel	Nasional				Jawa Timur			
	Estimasi	SE	t	p-value	Estimasi	SE	t	p-value
α_{01}	0,0175	0,006	2,81	0,0050	0,0113	0,0007	15,23	<0,001
α_{02}	0,0693	0,127	0,55	0,5855	0,0108	0,007	1,43	0,152
α_{11}	0,6612	0,179	3,69	0,0002	$4,5 \cdot 10^{-23}$	$6,8 \cdot 10^{-17}$	0,00	1,000
α_{12}	0,0563	0,083	0,68	0,4987	0,2085	0,151	1,38	0,152
β_{11}	0,2727	0,098	2,78	0,0055	$9,9 \cdot 10^{-7}$	$8,3 \cdot 10^{-6}$	0,12	0,905
β_{12}	0,0613	1,640	0,04	0,9702	0,1903	0,487	0,39	0,696

Hasil GARCH univariat dapat digunakan untuk memeriksa apakah hasil estimasi sudah konvergen atau tidak. Apabila nilai estimasi menunjukkan nilai yang tidak berbeda jauh antara percobaan satu dengan lainnya, maka estimasi telah konvergen. Tabel 4.11 sebagai contoh cara memeriksa konvergenitas.

Tabel 4.11 Percobaan Nilai Awal untuk Estimasi Model Nasional

Nilai Awal	α_{01}	α_{02}	α_{11}	α_{12}	β_{11}	β_{12}	R
Estimasi Univariat	0,0175	0,0693	0,6612	0,0563	0,2727	0,0613	-0,194
Estimasi Univariat + (0,5xSE)	0,0206	0,1328	0,7508	0,0979	0,3218	0,8813	-0,194
Estimasi Univariat - (0,5xSE)	0,0143	0,005	0,5705	0,0142	0,223	0,0001	-0,194
Estimasi Univariat + (5xSE)	0,0488	0,7048	1,5572	0,4723	0,7637	8,2613	-0,194

Tabel 4.11 merupakan percobaan penggunaan nilai awal yang berbeda untuk data residual Nasional. Tabel 4.12 menunjukkan hasil estimasi CCC-MGARCH yang diperoleh dari percobaan pada Tabel 4.11.

Tabel 4.12 Hasil Estimasi Nasional dengan Nilai Awal Bervariasi

Hasil Estimasi Percobaan	$\hat{\alpha}_{01}$	$\hat{\alpha}_{02}$	$\hat{\alpha}_{11}$	$\hat{\alpha}_{12}$	$\hat{\beta}_{11}$	$\hat{\beta}_{12}$	R
Estimasi Univariat	0,017	0,074	0,680	0,059	0,267	$3,21 \cdot 10^{-8}$	-0,206
Estimasi Univariat + (0,5xSE)	0,017	0,074	0,680	0,059	0,267	$1,34 \cdot 10^{-5}$	-0,206
Estimasi Univariat - (0,5xSE)	0,017	0,074	0,680	0,059	0,267	$7,07 \cdot 10^{18}$	-0,206
Estimasi Univariat + (5xSE)	0,017	0,074	0,680	0,059	0,267	$3,68 \cdot 10^{-9}$	-0,206

Dalam percobaan tersebut digunakan nilai awal dari korelasi residual. Korelasi residual yang diperoleh menggunakan korelasi *Pearson* adalah -0,194 untuk data residual Nasional dan 0,0572 untuk data residual Jawa Timur. Dalam CCC-MGARCH, tidak ada pedoman khusus bagaimana nilai awal korelasi diperoleh, namun syarat yang harus dipenuhi adalah $-1 \leq R \leq 1$. Dalam penelitian ini telah diujicobakan pula nilai awal menggunakan nilai univariat GARCH dan nilai awal korelasi yang berbeda. Hasil estimasi dengan menggunakan nilai awal korelasi yang berbeda-beda menunjukkan hasil estimasi yang hampir sama dengan yang ada pada Tabel 4.12. Selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran E(h).

Tabel 4.12 menunjukkan bahwa hasil estimasi memiliki nilai yang hampir sama pada masing-masing percobaan, serta hasilnya tidak berbeda jauh dengan hasil estimasi GARCH secara univariat. Maka dari itu, apabila menggunakan nilai awal berdasarkan hasil estimasi GARCH secara univariat dapat dikatakan hasil estimasi sudah konvergen. Oleh karena itu peneliti menyarankan penggunaan nilai estimasi parameter univariat GARCH dan korelasi residual sebagai nilai awal untuk estimasi model CCC-MGARCH. Tabel 4.13 menyajikan hasil estimasi menggunakan nilai parameter GARCH univariat untuk Nasional dan Jawa Timur.

Tabel 4.13 Hasil Estimasi CCC-MGARCH Nasional

Parameter	Estimasi Nasional	t(1)	t(2)	t(3)	p-value(1)	p-value(2)	p-value(3)
α_{01}	0,017	2,897	2,625	3,075	0,0023	0,0049	0,0017
α_{02}	0,074	0,400	0,368	0,311	>0,2500	>0,2500	>0,2500
α_{11}	0,680	11,000	6,261	15,633	<0,0003	<0,0004	<0,0005
α_{12}	0,059	0,605	0,485	0,713	>0,2500	>0,2500	0,2412
β_{11}	0,267	5,382	3,520	6,991	<0,0003	<0,0004	<0,0005
β_{12}	$3,21 \cdot 10^{-8}$	$2,6 \cdot 10^{-8}$	$2,1 \cdot 10^{-8}$	$3,2 \cdot 10^{-8}$	>0,2500	>0,2500	>0,2500
R	-0,206	-2,359	-2,247	-2,030	0,0099	0,0144	0,0230

Tabel 4.14 Hasil Estimasi CCC-MGARCH Jawa Timur

Parameter	Estimasi Jawa Timur	t(1)	t(2)	t(3)	p-value(1)	p-value(2)	p-value(3)
α_{01}	0,011	6,258	0,000	3,138	>0,2500	>0,2500	>0,2500
α_{02}	0,011	0,233	0,154	0,255	>0,2500	>0,2500	>0,2500
α_{11}	$1,87 \cdot 10^{-10}$	$3,5 \cdot 10^{-9}$	$9,49 \cdot 10^{-15}$	$7,82 \cdot 10^{-9}$	>0,2500	>0,2500	>0,2500
α_{12}	0,207	29,131	26,392	28,685	<0,0005	<0,0005	<0,0005
β_{11}	$4,97 \cdot 10^{-7}$	$7,08 \cdot 10^{-6}$	$2,98 \cdot 10^{-6}$	$1,49 \cdot 10^{-6}$	>0,2500	>0,2500	>0,2500
β_{12}	0,192	0,475	0,377	0,520	>0,2500	>0,2500	>0,2500
R	0,037	0,408	0,435	0,367	>0,1000	>0,1000	>0,100

Keterangan:

α_{01} : konstanta *inflow*

α_{02} : konstanta *outflow*

α_{11} : parameter ARCH *inflow*

α_{12} : parameter ARCH *outflow*

β_{11} : parameter GARCH *inflow*

β_{12} : parameter GARCH *outflow*

R : constant conditional correlation

t(1) : statistik uji yang diperoleh dengan iterasi Nelder-Mead

t(2) : statistik uji yang diperoleh dengan iterasi BFGS

t(3) : statistik uji yang diperoleh dengan iterasi CG

Dalam penelitian ini, ketiga metode iterasi digunakan karena dianggap memiliki potensi yang sama. Hasil estimasi CCC-MGARCH menunjukkan bahwa tidak semua parameter signifikan berpengaruh terhadap model. Namun pada penelitian ini seluruh parameter tetap dilibatkan dalam model. Sehingga

berdasarkan hasil estimasi CCC-MGARCH maka model Gabungan untuk *inflow* tingkat Nasional menjadi:

$$\begin{aligned}
Z_{11,t} &= 0,331Z_{11,t-1} + 0,056Z_{11,t-2} + 0,446Z_{11,t-3} + 0,010Z_{11,t-4} + 0,157Z_{11,t-5} \\
&\quad + 0,202Z_{21,t-1} - 0,091Z_{21,t-2} + 0,106Z_{21,t-3} - 0,076Z_{21,t-4} - 0,016Z_{21,t-5} - 0,126Z_{21,t-6} \\
&\quad + 0,092Z_{21,t-10} + 0,067Z_{21,t-11} - 0,159Z_{21,t-12} + 0,880V_{1,t} + 1,131V_{2,t} + 0,569V_{3,t} + 0,611V_{4,t} \\
&\quad + e_{11,t} \\
h_{1,t} &= 0,017 + 0,680e_{1,t-1}^2 + 0,267h_{1,t-1} \\
h_{12,t} &= \sqrt{h_{1,t}h_{2,t}} (-0,026) \\
\end{aligned} \tag{4.9}$$

model Gabungan untuk *outflow* tingkat Nasional yaitu:

$$\begin{aligned}
Z_{21,t} &= 0,488Z_{11,t-1} - 0,070Z_{11,t-2} + 0,056Z_{11,t-3} - 0,084Z_{11,t-4} - 0,038Z_{11,t-5} + 0,060Z_{11,t-6} \\
&\quad + 0,066Z_{11,t-7} + 0,168Z_{11,t-8} + 0,100Z_{11,t-9} - 0,125Z_{11,t-10} + 0,058Z_{11,t-11} - 0,679Z_{11,t-12} \\
&\quad + 0,264Z_{21,t-1} + 0,058Z_{21,t-2} + 0,141Z_{21,t-3} + 0,025Z_{21,t-4} - 0,033Z_{21,t-5} - 0,032Z_{21,t-6} \\
&\quad + 0,090Z_{21,t-7} + 0,005Z_{21,t-8} - 0,070Z_{21,t-9} - 0,098Z_{21,t-10} + 0,049Z_{21,t-11} + 0,601Z_{21,t-12} \\
&\quad + 0,615V_{1,t}^- + 0,607V_{2,t}^- - 1,286V_{1,t} + e_{21,t} \\
h_{2,t} &= 0,074 + 0,059e_{2,t-1}^2 + (3,21 \cdot 10^{-8})h_{2,t-1} \\
h_{12,t} &= \sqrt{h_{1,t}h_{2,t}} (-0,026) \\
\end{aligned} \tag{4.10}$$

model Gabungan untuk *inflow* tingkat Jawa Timur sebagai:

$$\begin{aligned}
Z_{12,t} &= 0,179Z_{12,t-1} + 0,021Z_{12,t-2} + 0,343Z_{12,t-3} + 0,024Z_{12,t-4} + 0,152Z_{12,t-5} + 0,012Z_{12,t-6} \\
&\quad - 0,052Z_{12,t-7} - 0,048Z_{12,t-8} + 0,010Z_{12,t-9} + 0,157Z_{12,t-10} + 0,061Z_{12,t-11} + 0,141Z_{12,t-12} \\
&\quad + 0,350Z_{22,t-1} + 0,036Z_{22,t-2} + 0,147Z_{22,t-3} - 0,074Z_{22,t-4} - 0,032Z_{22,t-5} - 0,166Z_{22,t-6} \\
&\quad + 0,023Z_{22,t-7} + 0,003Z_{22,t-8} - 0,014Z_{22,t-9} + 0,064Z_{22,t-10} - 0,128Z_{22,t-11} - 0,208Z_{22,t-12} \\
&\quad + 0,236V_{1,t} + 0,356V_{2,t} + e_{21,t} \\
h_{1,t} &= 0,011 + (1,87 \cdot 10^{-10})e_{1,t-1}^2 + (4,97 \cdot 10^{-7})h_{1,t-1} \\
h_{12,t} &= \sqrt{h_{1,t}h_{2,t}} (0,037) \\
\end{aligned} \tag{4.11}$$

dan model Gabungan untuk *outflow* tingkat Jawa Timur yaitu:

$$\begin{aligned}
Z_{22,t} &= 0,269Z_{12,t-1} - 0,087Z_{12,t-2} - 0,181Z_{12,t-3} + 0,201Z_{12,t-8} + 0,146Z_{12,t-9} + 0,047Z_{12,t-10} \\
&\quad + 0,017Z_{12,t-11} - 0,411Z_{12,t-12} + 0,326Z_{22,t-1} + 0,108Z_{22,t-2} + 0,146Z_{22,t-3} + 0,221Z_{22,t-4} \\
&\quad - 0,002Z_{22,t-5} + 0,060Z_{22,t-6} + 0,142Z_{22,t-7} - 0,243Z_{22,t-9} - 0,077Z_{22,t-10} - 0,119Z_{22,t-11} \\
&\quad + 0,439Z_{22,t-12} + 0,307V_{1,t}^- + 0,332V_{2,t}^- - 0,458V_{1,t} - 0,205V_{2,t} + e_{22,t} \\
h_{2,t} &= 0,011 + 0,207e_{2,t-1}^2 + 0,192h_{2,t-1} \\
h_{12,t} &= \sqrt{h_{1,t}h_{2,t}} (0,037) \\
\end{aligned} \tag{4.12}$$

Standardized residual hasil pemodelan CCC-MGARCH harus memenuhi syarat asumsi *white noise*. Didapatkan bahwa pada masing-masing tingkatan *standardized residual* model CCC-MGARCH sudah memenuhi asumsi *white noise* yang dibuktikan oleh nilai AICc terkecil berada pada AR 0 dan MA 0, namun belum memenuhi asumsi berdistribusi normal multivariate. Nilai statistik uji W sebesar 0,96 untuk Nasional dan 0,98 untuk Jawa Timur. P-value yang diperoleh lebih kecil dari α , sehingga tolak hipotesis *null* atau residual belum memenuhi asumsi normal multivariat. Selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran E(i).

Tabel 4.15 Matriks Diagonal Deviasi Standart dan Kovarians Bersyarat *In-sample* Data Residual Tingkat Nasional

Observasi	$\sqrt{h_{1,t}}$	$\sqrt{h_{2,t}}$	$H_{1,1,t}$	$H_{1,2,t} = H_{2,1,t}$	$H_{2,2,t}$
1	0,300	0,280	0,090	-0,017	0,079
2	0,222	0,272	0,049	-0,012	0,074
3	0,208	0,277	0,043	-0,012	0,077
4	0,281	0,272	0,079	-0,016	0,074
5	0,197	0,280	0,039	-0,011	0,079
:	:	:	:	:	:
116	0,214	0,272	0,046	-0,120	0,074
117	0,188	0,272	0,035	-0,011	0,074
118	0,319	0,278	0,102	-0,018	0,077
119	0,212	0,276	0,045	-0,012	0,076
120	0,353	0,272	0,125	-0,020	0,074

Tabel 4.16 Matriks Diagonal Deviasi Standart dan Kovarians Bersyarat *In-sample* Data Residual Tingkat Jawa Timur

Observasi	$\sqrt{h_{1,t}}$	$\sqrt{h_{2,t}}$	$H_{1,1,t}$	$H_{1,2,t} = H_{2,1,t}$	$H_{2,2,t}$
1	0,106	0,134	0,011	0,001	0,018
2	0,106	0,120	0,011	0,000	0,014
3	0,106	0,128	0,011	0,001	0,016
4	0,106	0,118	0,011	0,000	0,014
5	0,106	0,126	0,011	0,000	0,016
:	:	:	:	:	:
116	0,106	0,127	0,011	0,001	0,016
117	0,106	0,118	0,011	0,000	0,014
118	0,106	0,117	0,011	0,000	0,014
119	0,106	0,122	0,011	0,000	0,015
120	0,106	0,117	0,011	0,000	0,014

Berdasarkan estimasi parameter yang diperoleh pada CCC-MGARCH, dapat diperoleh pula matriks diagonal deviasi standart *in-sample*. Selanjutnya melakukan perhitungan matriks kovarians bersyarat menggunakan persamaan (2.34). Tabel 4.15 dan 4.16 merupakan hasil dari matriks diagonal deviasi standart

dan matriks kovarians bersyarat *in-sample* data residual tingkat Nasional dan Jawa Timur. Hasil matriks diagonal deviasi standart dan matriks kovarins *in-sample* data residual selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran E(j) dan E(k).

Ramalan *out-sample* dihitung menggunakan persamaan (2.41) dan (2.42). Persamaan tersebut digunakan untuk memperoleh nilai deviasi standart. Hasilnya kemudian dimasukkan ke dalam persamaan (2.40). Tabel 4.17 menunjukkan nilai ramalan matriks diagonal deviasi standart dan matriks kovarians bersyarat untuk tingkat Nasional dan Tabel 4.18 untuk tingkat Jawa Timur.

Tabel 4.17 Ramalan Matriks Diagonal Deviasi Standart dan Matriks Kovarians Bersyarat Tingkat Nasional

Observasi	$\sqrt{h_{1,t}}$	$\sqrt{h_{2,t}}$	$H_{1,1,t}$	$H_{1,2,t} = H_{2,1,t}$	$H_{2,2,t}$
1	0,276	0,275	0,076	-0,016	0,076
2	0,299	0,280	0,090	-0,017	0,078
3	0,320	0,280	0,102	-0,018	0,079
4	0,338	0,280	0,114	-0,020	0,079
5	0,354	0,280	0,126	-0,020	0,079
6	0,369	0,280	0,136	-0,021	0,079
7	0,383	0,280	0,147	-0,022	0,079
8	0,395	0,280	0,156	-0,023	0,079
9	0,407	0,280	0,166	-0,024	0,079
10	0,418	0,280	0,174	-0,024	0,079
11	0,427	0,280	0,183	-0,025	0,079
12	0,436	0,280	0,190	-0,025	0,079

Tabel 4.18 Ramalan Matriks Diagonal Deviasi Standart dan Matriks Kovarians Bersyarat Tingkat Jawa Timur

Observasi	$\sqrt{h_{1,t}}$	$\sqrt{h_{2,t}}$	$H_{1,1,t}$	$H_{1,2,t} = H_{2,1,t}$	$H_{2,2,t}$
1	0,106	0,113	0,011	0,000	0,013
2	0,106	0,126	0,011	0,000	0,016
3	0,106	0,131	0,011	0,001	0,017
4	0,106	0,133	0,011	0,001	0,018
5	0,106	0,134	0,011	0,001	0,018
6	0,106	0,134	0,011	0,001	0,018
7	0,106	0,134	0,011	0,001	0,018
8	0,106	0,134	0,011	0,001	0,018
9	0,106	0,134	0,011	0,001	0,018
10	0,106	0,134	0,011	0,001	0,018
11	0,106	0,134	0,011	0,001	0,018
12	0,106	0,134	0,011	0,001	0,018

Sebagai contoh, ramalan *inflow* tingkat Nasional untuk observasi pertama dan kedua dihitung sebagai berikut:

Ramalan *inflow* observasi pertama:

$$\begin{aligned} E[h_{1,t+1}|F_t] &= \alpha_{01} + \alpha_{11}e_{1,t}^2 + \beta_{11}h_{1,t} \\ &= 0,017 + 0,680(0,037) + 0,267(0,125) \\ &= 0,076 \end{aligned}$$

$$\sqrt{h_{1,t+1}} = \sqrt{0,076} = 0,276$$

$$\hat{\mathbf{H}}_{t+1} = \hat{\mathbf{D}}_{t+1} \hat{\mathbf{R}} \hat{\mathbf{D}}_{t+1}$$

Ramalan *inflow* observasi kedua:

$$\begin{aligned} E[h_{1,t+2}|F_t] &= \alpha_{01} + (\alpha_{11} + \beta_{11})E[h_{1,t+1}|F_t] \\ &= 0,017 + (0,680 + 0,267)(0,076) \\ &= 0,090 \end{aligned}$$

$$\sqrt{h_{1,t+2}} = \sqrt{0,090} = 0,299$$

$$\hat{\mathbf{H}}_{t+2} = \hat{\mathbf{D}}_{t+2} \hat{\mathbf{R}} \hat{\mathbf{D}}_{t+2}$$

Dalam peramalan model Gabungan, ramalan titik tetap menggunakan nilai hasil ramalan VARI-X akan tetapi ramalan interval menggunakan nilai hasil ramalan CCC-MGARCH. Model ini disebut model Gabungan. Sebagai contoh, pada *inflow* bulan Januari tahun 2014 di tingkat Nasional diperoleh nilai ramalan titik ($\hat{Z}_{11,13}$) sebesar 3,690. Batas konfidensi bawah dan batas konfidensi atas dihitung dengan cara sebagai berikut.

Batas konfidensi bawah:

$$\hat{Z}_{11,13} - N_{0,05} \sqrt{h_{1,13}} = 3,690 - (1,65 \times 0,276) = 3,235$$

Batas konfidensi atas:

$$\hat{Z}_{11,13} + N_{0,05} \sqrt{h_{1,13}} = 3,690 + (1,65 \times 0,276) = 4,145$$

Nilai tersebut kemudian ditransformasi kembali menggunakan transformasi eksponensial, sehingga:

Ramalan titik: $\hat{Z}_{11,13} = \exp(3,690) = 40,040$

Batas konfidensi bawah = $\exp(3,235) = 25,399$

Batas konfidensi atas = $\exp(4,145) = 63,122$

Tabel 4.19 dan 4.20 merupakan hasil ramalan *out-sample* model Gabungan.

Gambar 4.10 menggambarkan pola data asli ramalan *out-sample*.

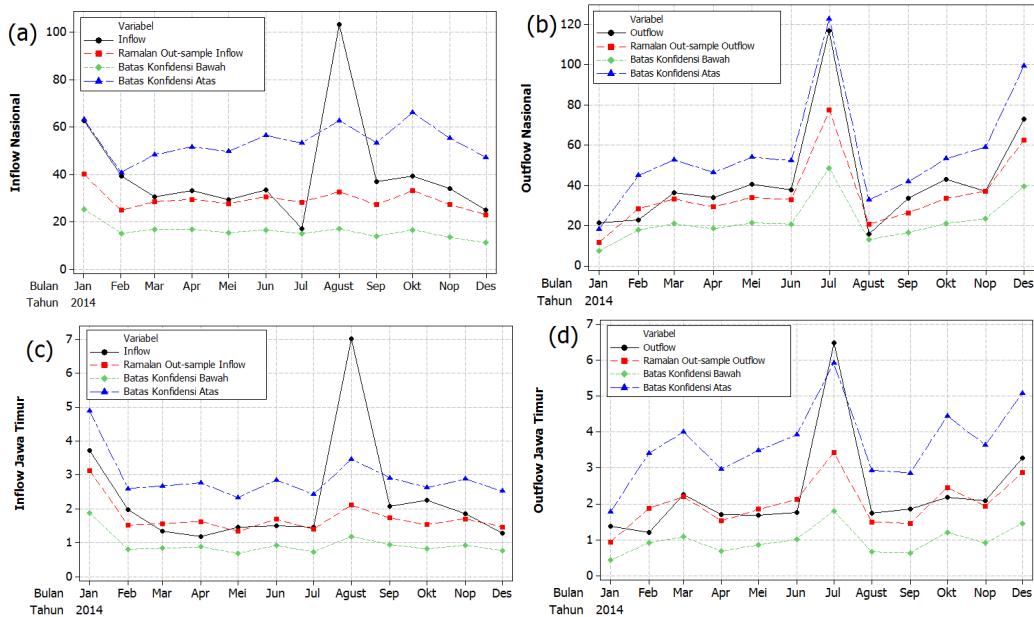
Tabel 4.19 Ramalan *Out-Sample Inflow* dan *Outflow* Model Gabungan Tingkat Nasional

Observasi	Ramalan Titik (Nasional)		Batas Konfidensi Bawah		Batas Konfidensi Atas	
	$\hat{Z}_{11,t}$	$\hat{Z}_{21,t}$	$\hat{Z}_{11,t}$	$\hat{Z}_{21,t}$	$\hat{Z}_{11,t}$	$\hat{Z}_{21,t}$
1	40,040	11,629	25,399	7,383	63,122	18,316
2	24,869	28,335	15,180	17,849	40,742	44,981
3	28,592	33,147	16,871	20,871	48,457	52,644
4	29,498	29,259	16,887	18,422	51,524	46,471
5	27,674	33,988	15,419	21,400	49,671	53,981
6	30,658	32,912	16,666	20,722	56,399	52,273
7	28,300	77,304	15,042	48,673	53,243	122,777
8	32,660	20,738	17,006	13,057	62,722	32,936
9	27,264	26,289	13,931	16,552	53,359	41,753
10	33,181	33,527	16,661	21,110	66,081	53,249
11	27,322	37,183	13,500	23,412	55,296	59,056
12	22,942	62,578	11,168	39,401	47,131	99,388

Tabel 4.20 Ramalan *Out-Sample Inflow* dan *Outflow* Model Gabungan Tingkat Jawa Timur

Observasi	Ramalan Titik (Jawa Timur)		Batas Konfidensi Bawah		Batas Konfidensi Atas	
	$\hat{Z}_{12,t}$	$\hat{Z}_{22,t}$	$\hat{Z}_{12,t}$	$\hat{Z}_{22,t}$	$\hat{Z}_{12,t}$	$\hat{Z}_{22,t}$
1	3,123	0,939	1,874	0,432	4,892	1,782
2	1,516	1,875	0,807	0,917	2,598	3,414
3	1,568	2,202	0,839	1,081	2,675	4,000
4	1,624	1,529	0,875	0,682	2,758	2,965
5	1,334	1,851	0,693	0,860	2,327	3,493
6	1,689	2,121	0,917	1,014	2,854	3,924
7	1,402	3,432	0,735	1,809	2,429	5,924
8	2,107	1,502	1,188	0,661	3,460	2,937
9	1,731	1,455	0,944	0,636	2,915	2,862
10	1,535	2,456	0,819	1,210	2,626	4,447
11	1,706	1,943	0,927	0,909	2,878	3,646
12	1,465	2,874	0,774	1,462	2,522	5,087

Hasil pada model Gabungan hampir sama dengan hasil pada model VARI-X., dimana hasil ramalan *out-sample* *outflow* masuk dalam interval konfidensi namun pada ramalan *inflow* baik pada tingkat Nasional (a) maupun Jawa Timur (c) terlihat bahwa *inflow* bulan Agustus 2014 keluar batas konfidensi. Meskipun demikian, data tersebut bukan merupakan data *outlier* karena bulan Agustus merupakan bulan setelah terjadinya hari raya Idul Fitri.

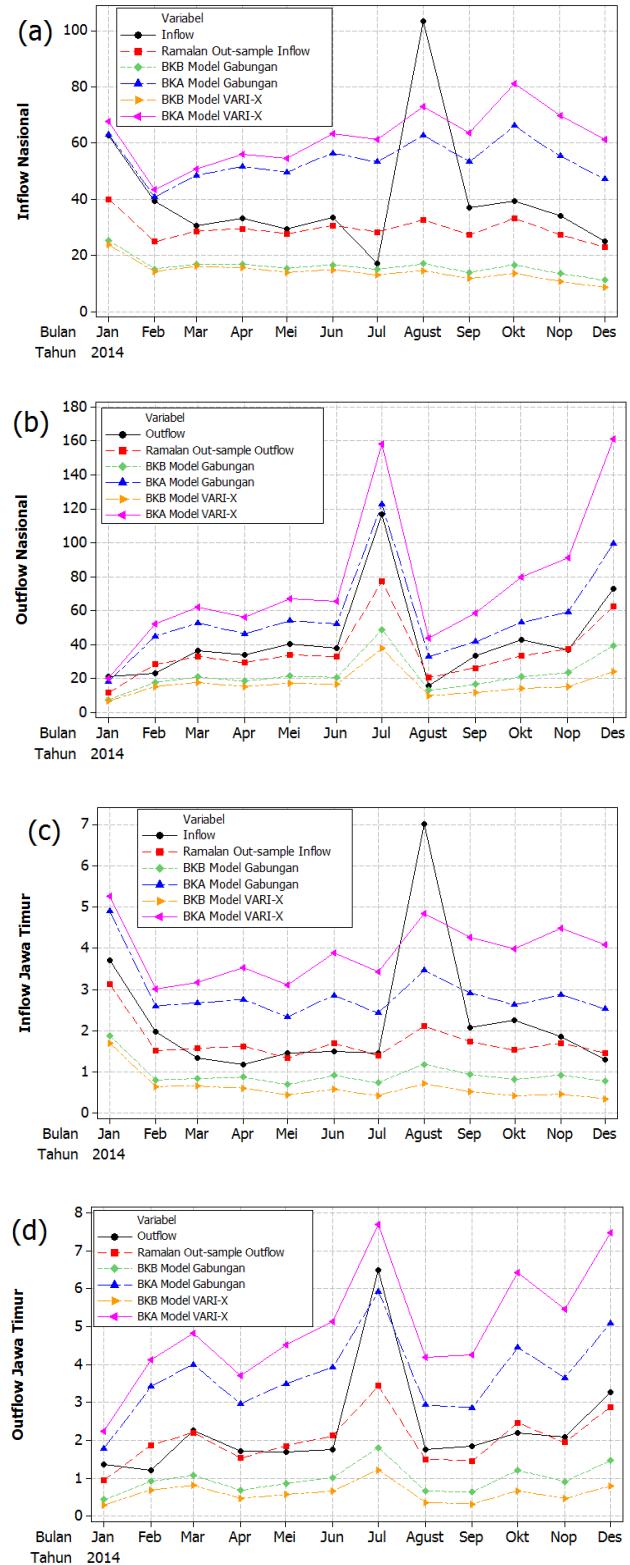


Gambar 4.10 Plot Time Series Ramalan Out-sample: Inflow Nasional (a), Outflow Nasional (b), Inflow Jawa Timur (c), Outflow Jawa Timur (d) model Gabungan

Untuk mengetahui apakah model Gabungan lebih baik daripada model VARI-X, maka dapat dilakukan perbandingan nilai *range out-sample* dan perbandingan plot *time series*. Tabel 4.21 menampilkan *range* dari interval konfidenyi model VARI-X dan model Gabungan.

Tabel 4.21 Perbandingan Range Out-sample

Bulan	Range Nasional				Range Jawa Timur			
	VARI-X		Gabungan		VARI-X		Gabungan	
	Inflow	Outflow	Inflow	Outflow	Inflow	Outflow	Inflow	Outflow
1	43,947	13,395	37,723	10,933	3,548	1,942	3,018	1,350
2	29,143	36,779	25,563	27,132	2,362	3,426	1,792	2,496
3	34,606	44,513	31,586	31,773	2,520	4,012	1,835	2,919
4	40,416	40,683	34,636	28,048	2,911	3,234	1,883	2,282
5	40,539	49,548	34,252	32,581	2,657	3,946	1,634	2,633
6	48,333	49,190	39,733	31,550	3,319	4,475	1,937	2,910
7	48,129	120,751	38,201	74,104	2,996	6,475	1,694	4,115
8	58,425	34,086	45,716	19,879	4,131	3,812	2,271	2,276
9	51,815	46,936	39,428	25,201	3,739	3,926	1,971	2,226
10	67,502	65,704	49,419	32,140	3,554	5,759	1,808	3,237
11	58,864	76,256	41,796	35,644	4,020	4,984	1,950	2,737
12	52,673	137,115	35,963	59,988	3,728	6,688	1,748	3,624



Gambar 4.11 Plot Time Series Perbandingan Ramalan Out-sample: Inflow Nasional (a), Outflow Nasional (b) Inflow Jawa Timur (c), Outflow Jawa Timur (d)

Range yang dimaksud merupakan *range* antara batas konfidensi atas dan batas konfidensi bawah atau interval. Dalam Tabel 2.21 terlihat bahwa pada tingkat Nasional maupun Jawa Timur, model Gabungan memiliki *range* yang lebih sempit daripada model VARI-X. Hal ini terlihat dari nilai *range inflow* dan *outflow* model Gabungan yang lebih kecil. Akibatnya, model Gabungan lebih baik dalam meramalkan *inflow* dan *outflow* daripada model VARI-X. Plot *time series out-sample* (tahun 2014) pada Gambar 4.11 dapat membantu memerikan ilustrasi.

Sebagai keterangan, BKA adalah batas konfidensi atas dan BKB adalah batas konfidensi bawah. Pada Gambar 4.11 terlihat bahwa ramalan titik data *inflow* di tingkat Nasional dan Jawa Timur cukup baik. Hal ini karena ramalan *inflow* pada bulan Maret, April, Mei, Juni, September, Oktober, Nopember, dan Desember tidak jauh berbeda dengan data asli. Meskipun ramalan pada bulan Januari nilai ramalan cukup berbeda dengan data asli, namun masih berada dalam interval konfidensi model VARI-X dan interval konfidensi model Gabungan. Bulan Agustus memiliki nilai ramalan yang jauh berbeda dengan data asli dan keluar dari interval konfidensi. Baik interval konfidensi model Gabungan maupun model VARI-X tidak mampu mencakup data ini. Namun data tersebut bukan merupakan *outlier* karena bulan Agustus merupakan bulan setelah hari raya Idul Fitri. Hari raya Idul Fitri jatuh pada minggu ke-4 bulan Juli, dimana sesuai dengan karakteristik Idul Fitri yang jatuh pada minggu ke-4, *inflow* akan tinggi pada satu bulan setelah hari raya Idul Fitri. Pada plot *time series* terlihat bahwa interval konfidensi model Gabungan lebih sempit daripada model VARI-X. Batas konfidensi atas dan batas konfidensi bawah model VARI-X berada di paling luar, yang ditandai dengan garis jingga dan merah muda. Sementara interval model Gabungan lebih sempit, yang ditandai oleh garis hijau dan biru.

Outflow pada tingkat Nasional memiliki ramalan yang baik. Hal ini terlihat dari ramalan titik pada *outflow* yang mendekati nilai data asli dan memiliki pola seperti data asli. Tidak ada data yang keluar batas interval konfidensi. Berdasarkan Gambar 4.11, ramalan interval model VARI-X lebih lebar dibandingkan ramalan interval model Gabungan. Selain itu, ramalan interval model Gabungan lebih mendekati nilai data asli. Oleh karena itu ramalan model Gabungan lebih baik daripada model VARI-X. Pada tingkat Jawa Timur, ramalan

interval model VARI-X mampu mencakup seluruh data. Sementara itu, terdapat 1 data yang keluar batas interval konfidensi model Gabungan, yaitu bulan Juli. Meskipun demikian nilai ramalan batas konfidensi atas model Gabungan pada bulan Juli lebih mendekati nilai data asli jika dibandingkan dengan ramalan batas konfidensi atas model VARI-X. Selain itu, interval konfidensi model Gabungan lebih sempit dibandingkan interval konfidensi model VARI-X. Sehingga secara keseluruhan model Gabungan memiliki nilai ramalan yang lebih baik dibandingkan model VARI-X.

4.4 Peramalan Bulanan *Inflow* dan *Outflow* Uang Kartal Bank Indonesia

Dalam peramalan *inflow* dan *outflow*, model dengan *range* yang lebih sempit merupakan model yang dipilih untuk meramalkan 1 tahun ke depan. Berdasarkan Tabel 4.21 dan Gambar 4.11 telah disimpulkan bahwa model Gabungan menghasilkan interval yang lebih sempit dibandingkan model VARI-X. Akibatnya, peramalan 1 tahun ke depan menggunakan model Gabungan. Tabel 4.22 dan 4.23 menunjukkan hasil ramalan *inflow* dan *outflow* model Gabungan. Pada tahun 2015 bulan terjadinya hari raya Idul Fitri jatuh pada bulan Juli pada minggu ketiga.

Hasil ramalan menunjukkan bahwa nilai *inflow* tertinggi jatuh pada satu bulan setelah hari raya Idul Fitri sebesar 56,173 miliar dengan batas konfidensi bawah sebesar 30,371 miliar dan batas konfidensi atas sebesar 103,897 miliar untuk Nasional. Untuk Jawa Timur diperoleh ramalan *inflow* sebesar 4,716 miliar dengan batas konfidensi bawah sebesar 2,996 miliar dan batas konfidensi atas sebesar 7,064 miliar. Selanjutnya, *outflow* tertinggi berada pada bulan terjadinya hari raya Idul Fitri. Pada tingkat Nasional diperoleh ramalan *outflow* sebesar 130,355 miliar dengan batas konfidensi bawah 82,075 miliar dan batas konfidensi atas sebesar 207,033 miliar. Sementara pada tingkat Jawa Timur diperoleh ramalan *outflow* sebesar 6,538 miliar dengan batas konfidensi bawah 3,846 miliar dan batas konfidensi atas 10,397 miliar. Hasil ramalan sesuai dengan karakteristik *input* ketika hari raya Idul Fitri jatuh pada minggu ketiga, dimana *inflow* bernilai tinggi pada satu bulan setelah hari raya Idul Fitri dan

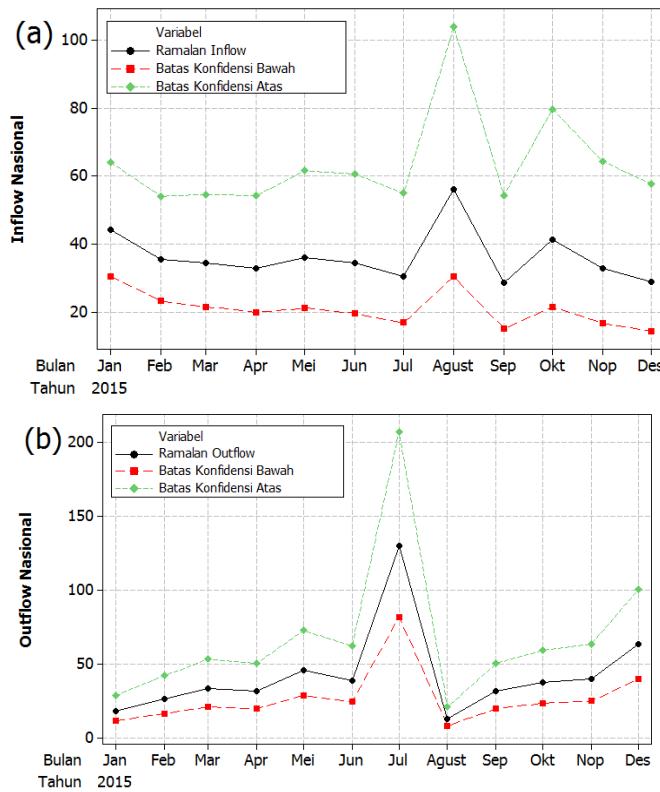
outflow bernilai tinggi pada bulan terjadinya hari raya Idul Fitri. Gambar 4.12 dan 4.13 menggambarkan pola *time series* hasil ramalan.

Tabel 4.22 Ramalan *Inflow* dan *Outflow* Model Gabungan untuk Tingkat Nasional

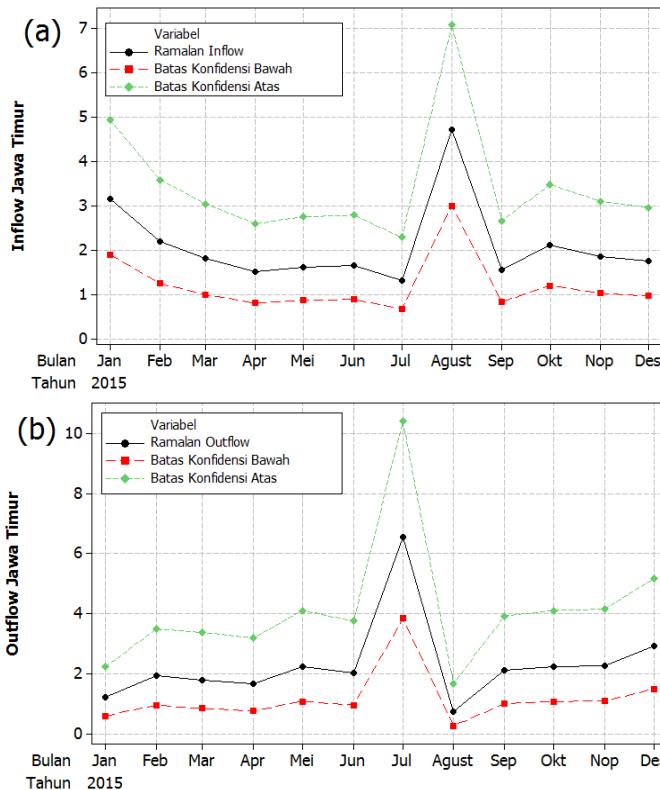
Bulan	Ramalan Titik (Nasional)		Interval Konfidenyi Bawah		Interval Konfidenyi Atas	
	$\hat{Z}_{11,t}$	$\hat{Z}_{21,t}$	$\hat{Z}_{11,t}$	$\hat{Z}_{11,t}$	$\hat{Z}_{21,t}$	$\hat{Z}_{11,t}$
1	44,173	18,341	30,481	11,709	64,015	28,730
2	35,445	26,597	23,250	16,760	54,037	42,209
3	34,322	33,653	21,567	21,190	54,620	53,446
4	32,837	31,810	19,878	20,028	54,243	50,521
5	36,049	45,874	21,115	28,884	61,544	72,859
6	34,465	39,238	19,602	24,705	60,598	62,319
7	30,448	130,355	16,863	82,075	54,975	207,035
8	56,173	13,344	30,371	8,402	103,897	21,194
9	28,708	31,836	15,183	20,045	54,278	50,563
10	41,319	37,513	21,417	23,619	79,713	59,580
11	32,745	40,112	16,661	25,255	64,354	63,707
12	28,823	63,392	14,417	39,913	57,623	100,681

Tabel 4.23 Ramalan *Inflow* dan *Outflow* Model Gabungan untuk Tingkat Jawa Timur

Bulan	Ramalan Titik (Jawa Timur)		Interval Konfidenyi Bawah		Interval Konfidenyi Atas	
	$\hat{Z}_{11,t}$	$\hat{Z}_{21,t}$	$\hat{Z}_{11,t}$	$\hat{Z}_{11,t}$	$\hat{Z}_{21,t}$	$\hat{Z}_{11,t}$
1	3,145	1,229	1,889	0,603	4,923	2,232
2	2,188	1,929	1,242	0,951	3,576	3,494
3	1,815	1,806	0,998	0,849	3,038	3,379
4	1,511	1,671	0,803	0,762	2,590	3,194
5	1,617	2,241	0,871	1,086	2,748	4,105
6	1,642	2,016	0,886	0,953	2,784	3,759
7	1,305	6,538	0,675	3,846	2,283	10,397
8	4,716	0,755	2,996	0,274	7,064	1,670
9	1,556	2,116	0,832	1,010	2,658	3,919
10	2,118	2,236	1,196	1,080	3,476	4,107
11	1,856	2,267	1,024	1,098	3,097	4,155
12	1,760	2,929	0,962	1,496	2,957	5,170



Gambar 4.12 Plot Time Series Ramalan Inflow (a) dan Outflow (b) Model Terpilih untuk Tingkat Nasional



Gambar 4.13 Plot Time Series Ramalan Inflow (a) dan Outflow (b) Model Terpilih untuk Tingkat Jawa Timur

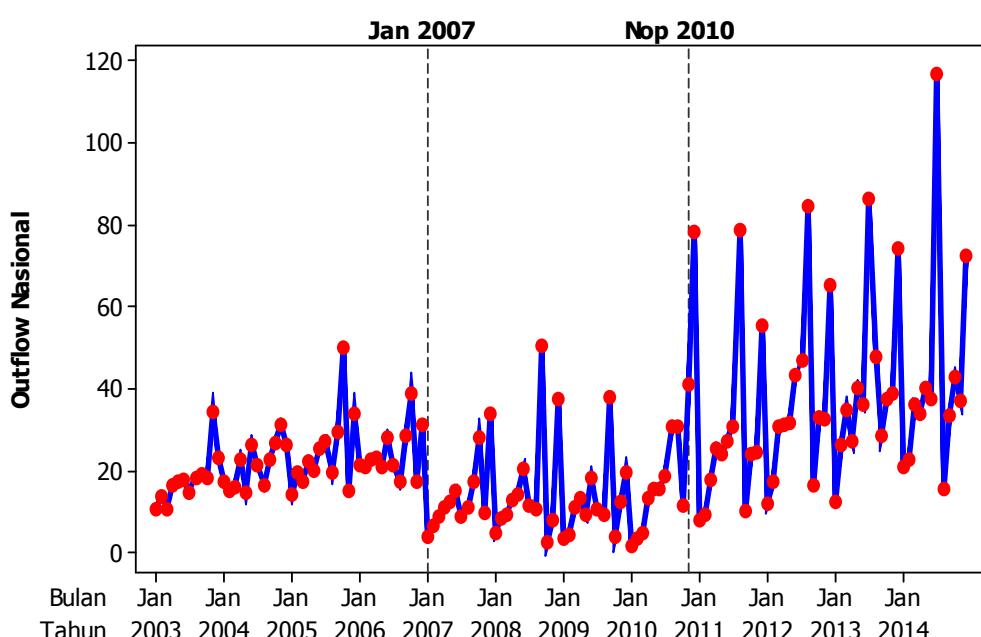
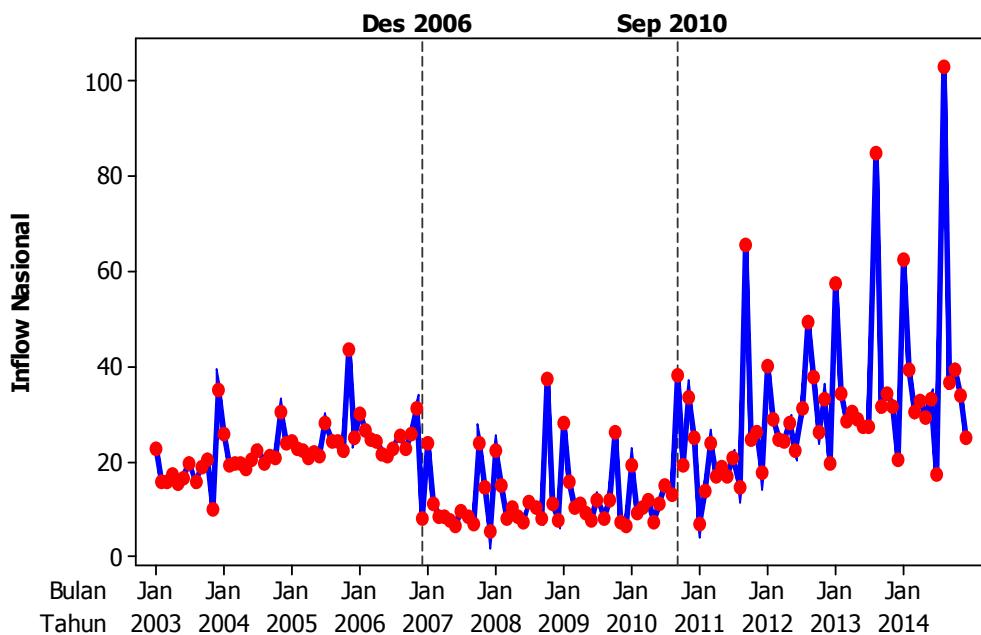
LAMPIRAN

Lampiran A Data Inflow dan Outflow

Tahun	Bulan	Nasional		Jawa Timur	
		Inflow	Outflow	Inflow	Outflow
2003	1	22,947	10,639	1,462	0,577
	2	15,725	13,864	0,946	0,945
	3	15,859	10,787	0,979	0,627
	4	17,419	16,538	1,075	1,137
	5	15,647	17,655	1,108	1,158
	6	16,716	17,771	1,153	1,134
	7	19,741	14,956	1,330	1,005
	8	15,659	18,602	1,062	1,337
	9	19,028	19,257	1,366	1,217
	10	20,543	18,365	1,611	1,100
	11	9,971	34,642	0,637	2,372
	12	35,123	23,195	2,456	1,336
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
2014	1	62,714	21,244	3,711	1,368
	2	39,263	22,880	1,972	1,211
	3	30,481	36,208	1,331	2,263
	4	33,052	34,063	1,181	1,703
	5	29,518	40,469	1,457	1,693
	6	33,342	37,842	1,506	1,760
	7	17,224	116,877	1,463	6,489
	8	103,200	15,824	7,006	1,746
	9	36,857	33,692	2,076	1,853
	10	39,392	42,989	2,247	2,188
	11	34,037	37,122	1,848	2,086
	12	25,120	72,868	1,290	3,275

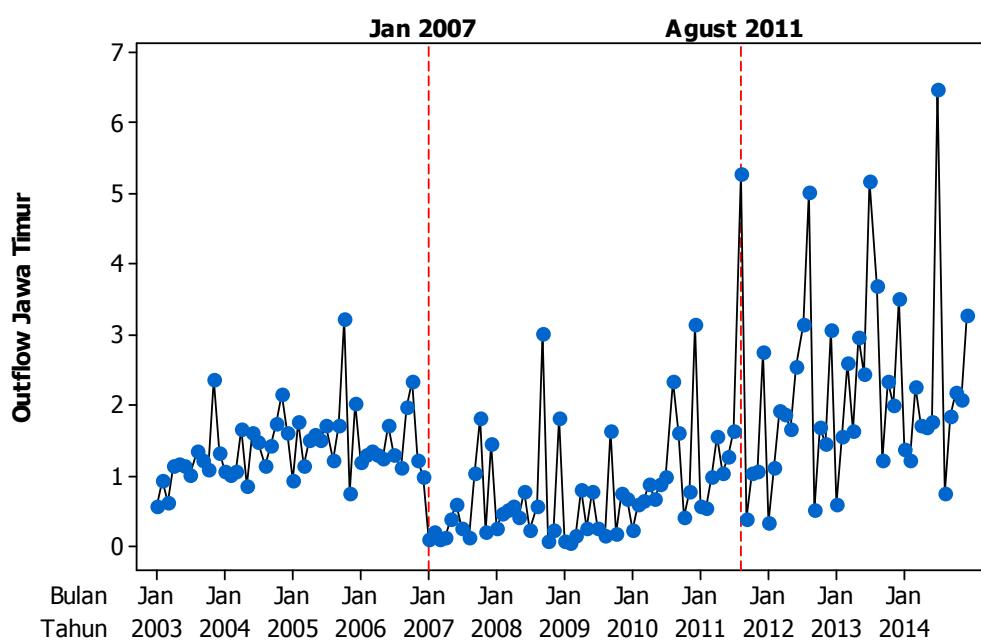
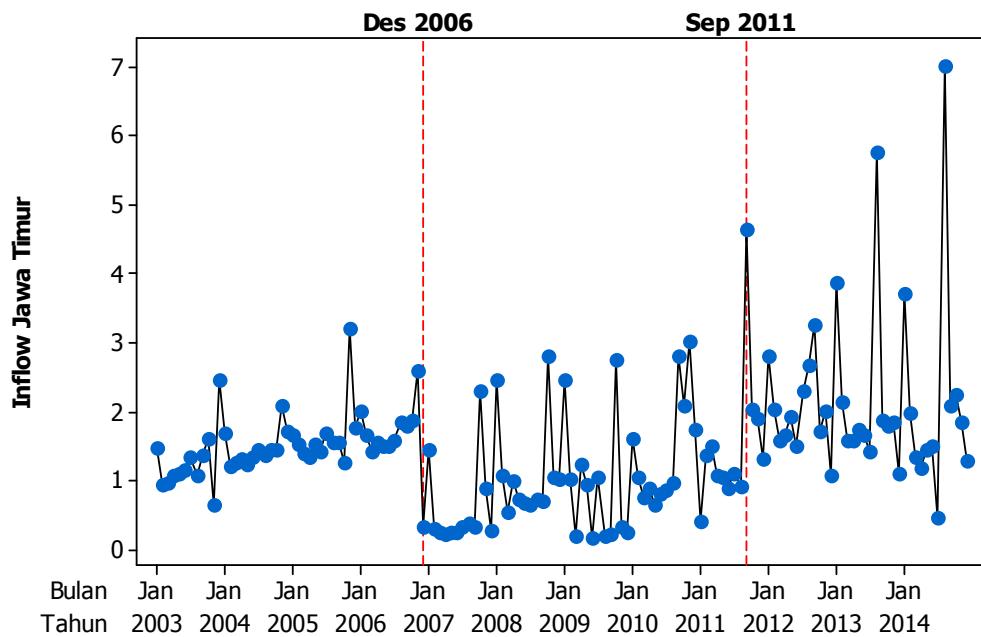
Lampiran B Statistika Deskriptif

a. Plot *Time Series* Tingkat Nasional



LAMPIRAN B (LANJUTAN)

b. Plot Time Series Tingkat Jawa Timur

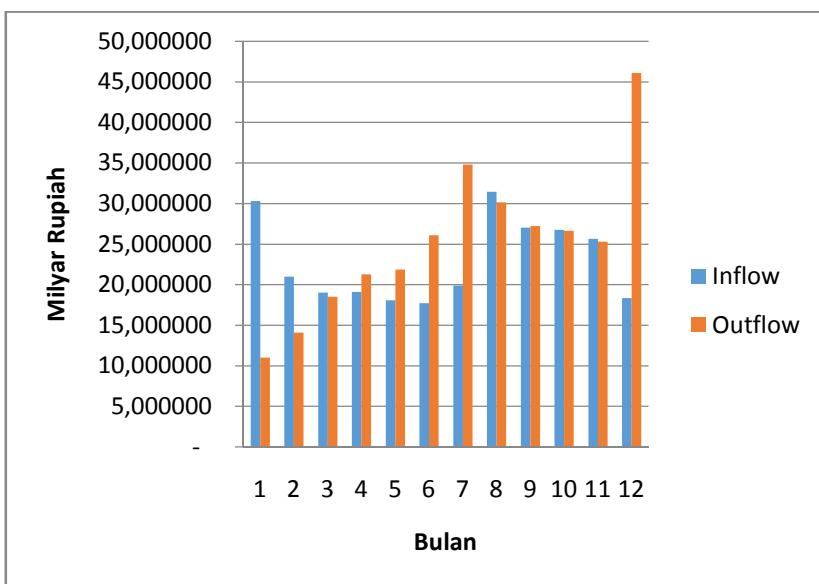


LAMPIRAN B (LANJUTAN)

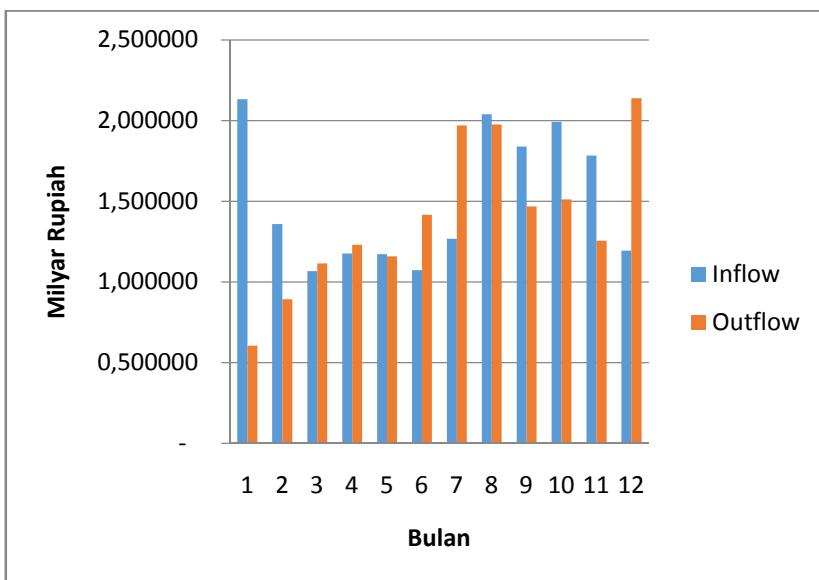
c. Statistika Deskriptif Tingkat Nasional dan Jawa Timur

Variable	N	Mean	StDev	Variance	Min	Max	Range
inflow.nas	144	22,87	13,88	192,68	5,49	103,2	97,71
outflow.nas	144	25,26	18,19	330,94	1,95	116,88	114,92
inflow.jatim	144	1,5014	0,974	0,9486	0,1793	7,0063	6,827
outflow.jatim	144	1,3878	1,0728	1,1509	0,0431	6,4891	6,446

d. Rata-rata Bulanan Tingkat Nasional



e. Rata-rata Bulanan Tingkat Jawa Timur

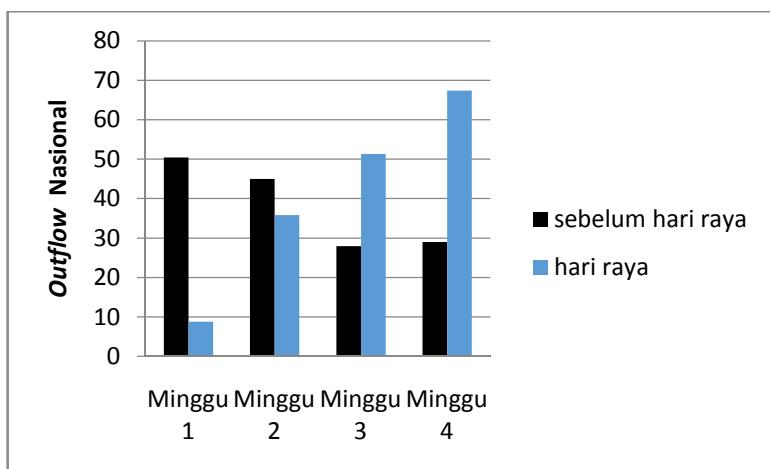
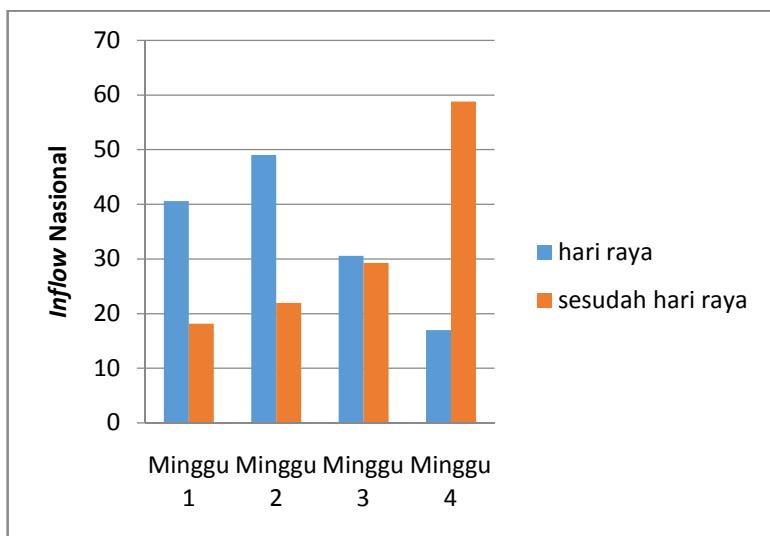


LAMPIRAN B (LANJUTAN)

f. Rata-rata Minggu Tingkat Nasional

<i>Inflow</i>	hari raya	sesudah hari raya
Minggu 1	40,590	18,143
Minggu 2	49,038	21,948
Minggu 3	30,549	29,261
Minggu 4	16,960	58,835

<i>Outflow</i>	sebelum hari raya	hari raya
Minggu 1	50,411	8,809
Minggu 2	44,987	35,827
Minggu 3	27,929	51,323
Minggu 4	28,956	67,408

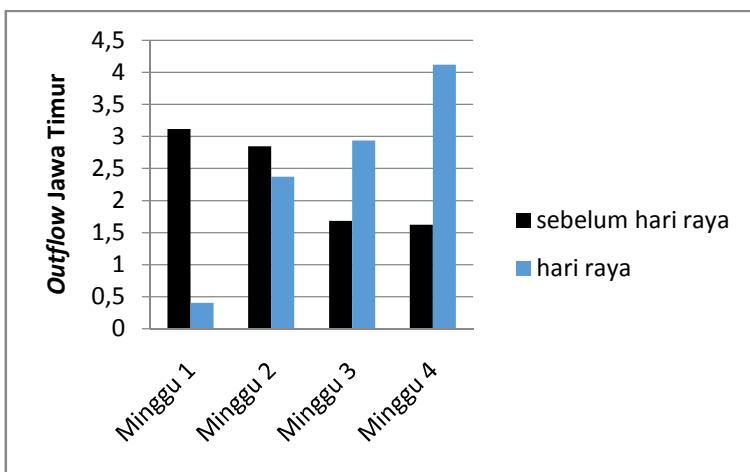
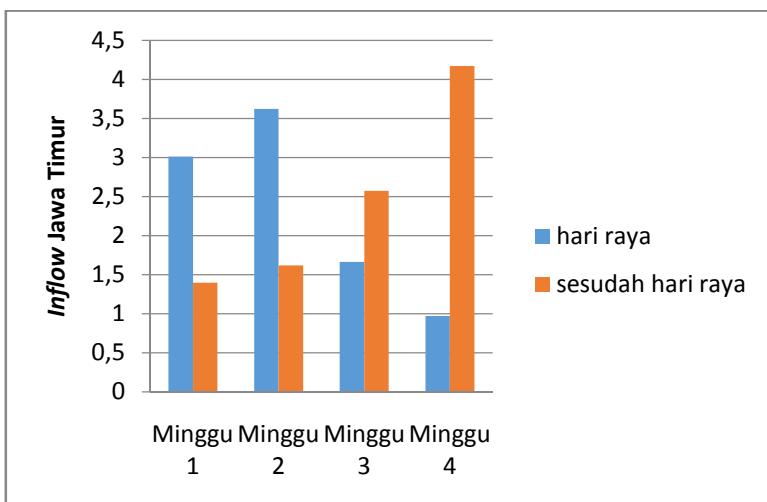


LAMPIRAN B (LANJUTAN)

g. Rata-rata Minggu Tingkat Jawa Timur

<i>Inflow</i>	hari raya	sesudah hari raya
Minggu 1	3,011	1,398
Minggu 2	3,622	1,619
Minggu 3	1,663	2,575
Minggu 4	0,973	4,174

<i>Outflow</i>	sebelum hari raya	hari raya
Minggu 1	3,114	0,406
Minggu 2	2,848	2,373
Minggu 3	1,683	2,935
Minggu 4	1,621	4,119



LAMPIRAN B (LANJUTAN

- h. Uji Korelasi *Pearson* Tingkat Nasional

```
Pearson correlation of y1.nas and y2.nas = 0,176  
P-Value = 0,034
```

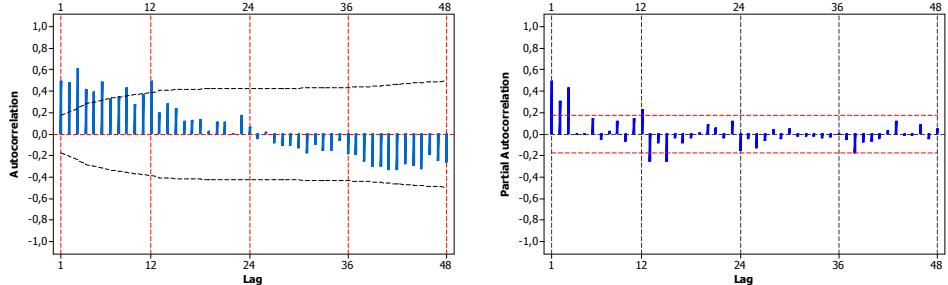
- i. Uji Korelasi *Pearson* Tingkat Jawa Timur

```
Pearson correlation of y1.jatim and y2.jatim = 0,095  
P-Value = 0,255
```

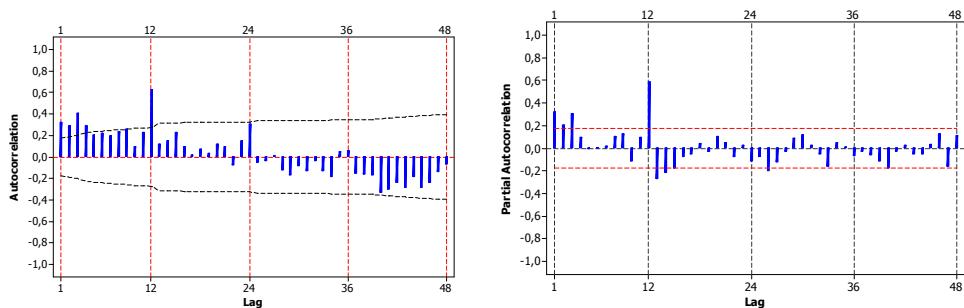
Lampiran C Stasioneritas Data

a. ACF dan PACF Data *Inflow* dan *Outflow* Tingkat Nasional

Inflow :

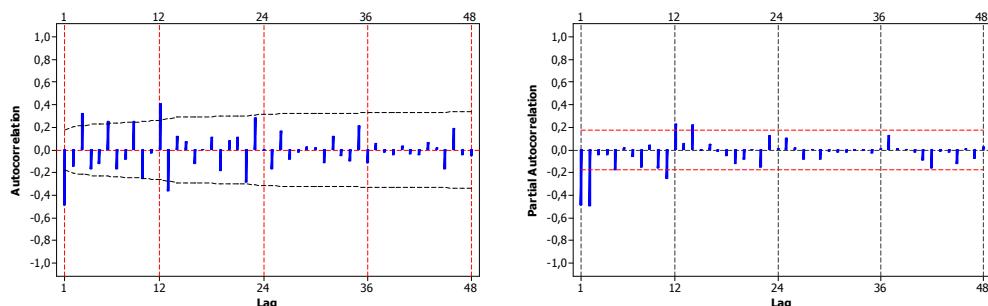


Outflow :

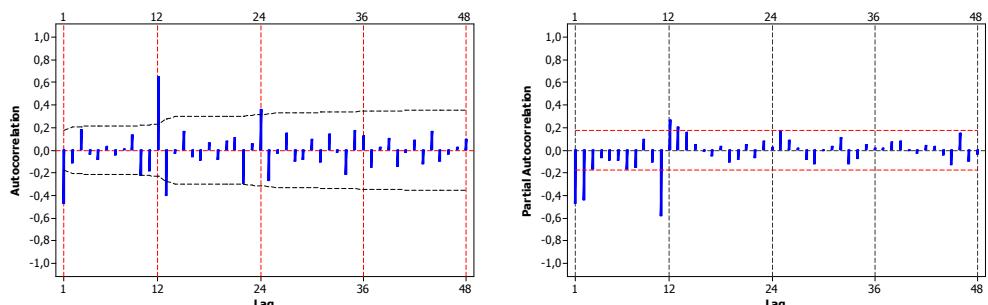


b. Plot ACF dan PACF Data *Inflow* dan *Outflow* Tingkat Nasional Setelah *Differencing 1*

Inflow :



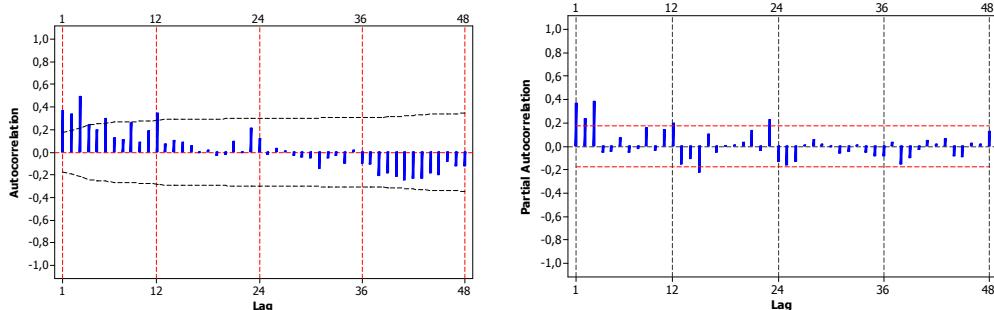
Outflow :



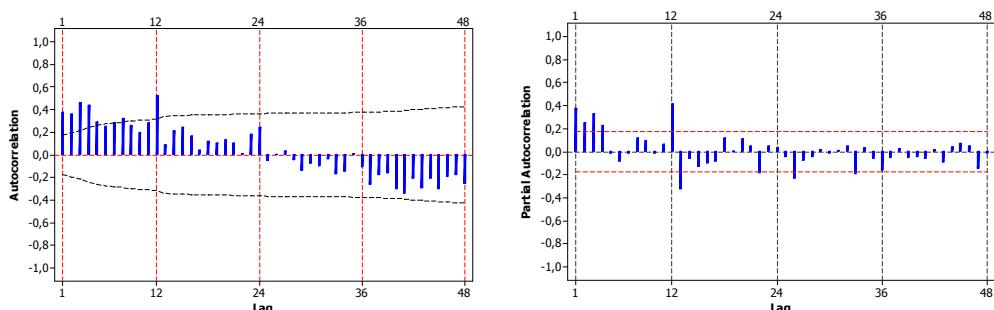
LAMPIRAN C (LANJUTAN)

c. ACF dan PACF Data *Inflow* dan *Outflow* Tingkat Jawa Timur

Inflow :

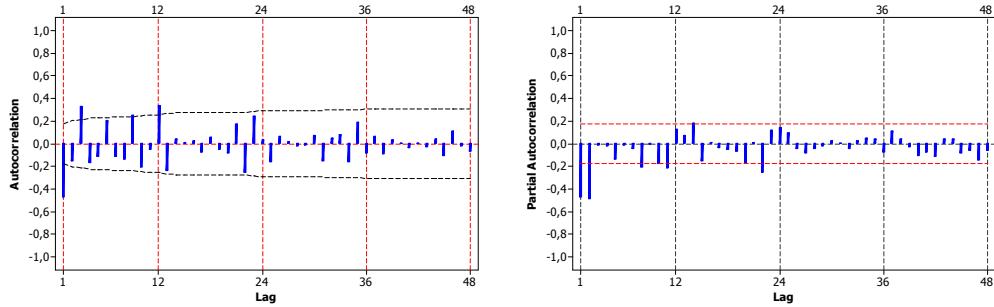


Outflow :

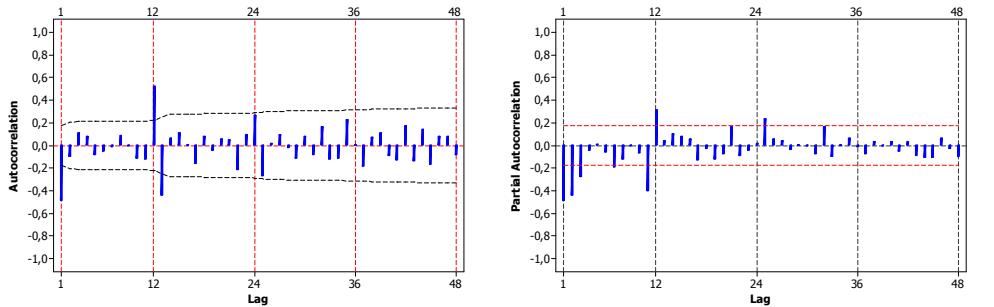


d. ACF dan PACF Data *Inflow* dan *Outflow* Tingkat Jawa Timur Setelah *Differencing 1*

Inflow :



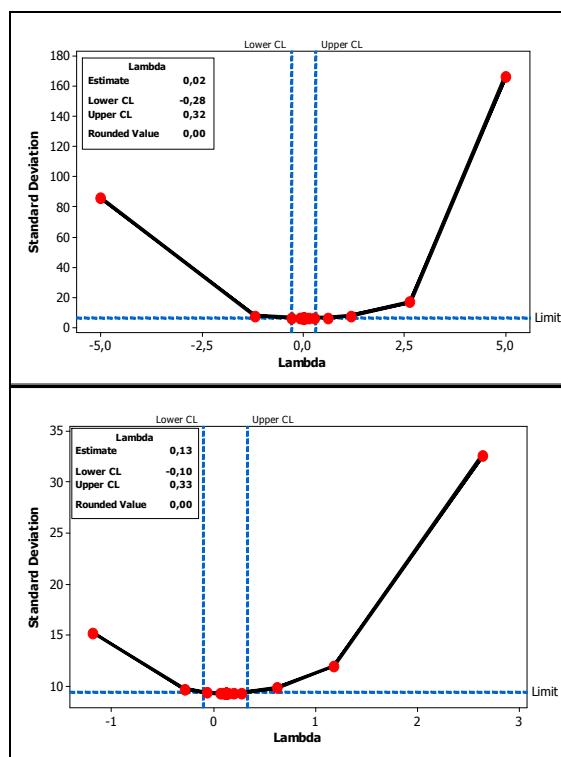
Outflow :



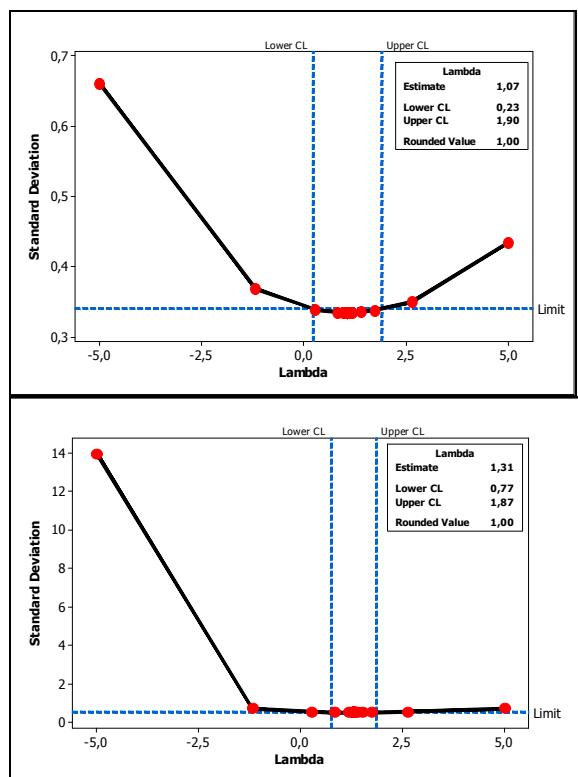
LAMPIRAN C (LANJUTAN)

e. Plot Box-Cox Inflow dan Outflow Tingkat Indonesia

Sebelum transformasi:



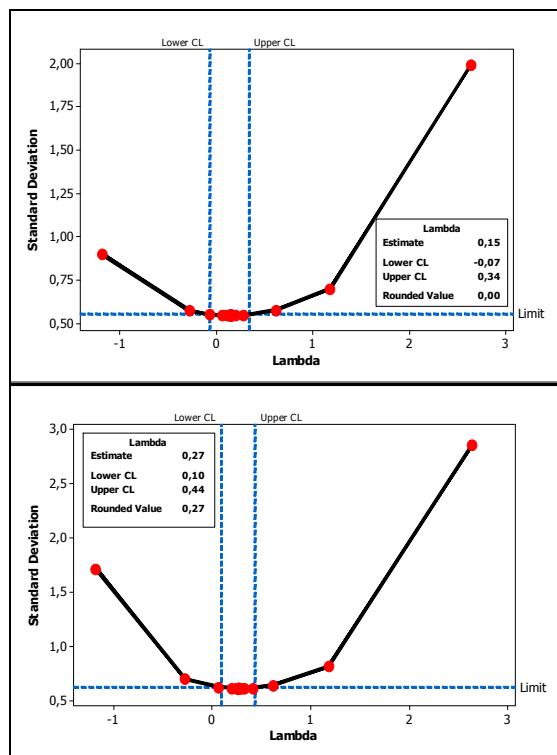
Setelah transformasi:



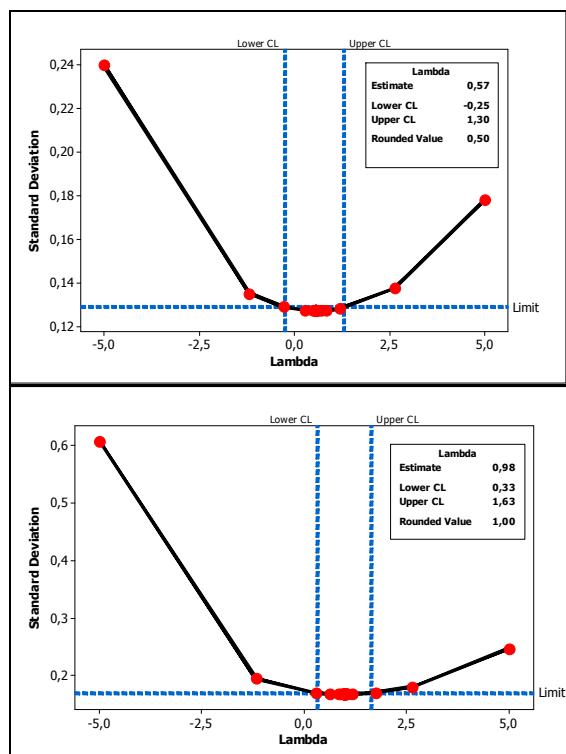
LAMPIRAN C (LANJUTAN)

f. Plot Box-Cox Inflow dan Outflow Tingkat Jawa Timur

Sebelum transformasi:



Setelah transformasi:



LAMPIRAN C (LANJUTAN)

g. Uji ADF *Non-Seasonal* Tingkat Nasional

Inflow :

Type	Lags	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau	F	Pr > F
Zero Mean	1	-0,6544	0,5362	-0,53	0,4851		
Single Mean	1	-34,168	0,0011	-4,07	0,0015	8,3	0,001
Trend	1	-35,8624	0,0013	-4,17	0,0065	8,7	0,001

Outflow :

Type	Lags	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau	F	Pr > F
Zero Mean	1	-1,1096	0,4531	-0,6	0,4562		
Single Mean	1	-55,4007	0,0011	-5,08	<,0001	12,93	0,001
Trend	1	-60,2631	0,0004	-5,31	0,0001	14,14	0,001

h. Uji ADF *Seasonal* Tingkat Nasional

Inflow :

Type	Lags	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau
Zero Mean	1	-66,5539	0,0008	-6,59	<,0001
Single Mean	1	-66,5537	0,0013	-6,56	<,0001

Outflow :

Type	Lags	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau
Zero Mean	1	-32,0078	0,0008	-4,05	<,0001
Single Mean	1	-32,0251	0,0013	-4,04	0,0002

i. Uji ADF *Non-Seasonal* Tingkat Jawa Timur

Inflow :

Type	Lags	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau	F	Pr > F
Zero Mean	1	-0,8391	0,5002	-0,63	0,4447		
Single Mean	1	-50,8152	0,0011	-4,98	0,0001	12,42	0,001
Trend	1	-52,9868	0,0004	-5,07	0,0003	12,83	0,001

Outflow :

Type	Lags	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau	F	Pr > F
Zero Mean	1	-0,9885	0,4735	-0,58	0,4629		
Single Mean	1	-45,8751	0,0011	-4,64	0,0003	10,77	0,001
Trend	1	-47,5438	0,0004	-4,73	0,001	11,21	0,001

LAMPIRAN C (LANJUTAN)

j. Uji ADF *Seasonal* Tingkat Jawa Timur

Inflow :

Type	Lags	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau
Zero Mean	1	-70,5936	0,0008	-6,72	<,0001
Single Mean	1	-70,5926	0,0013	-6,69	<,0001

Outflow :

Type	Lags	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau
Zero Mean	1	-54,9182	0,0008	-5,64	<,0001
Single Mean	1	-54,938	0,0013	-5,62	<,0001

Lampiran D Pemodelan VARI-X

- a. Nilai AICc untuk penentuan orde VARI-X Indonesia dan Jawa Timur

Lag	Tingkat	
	Nasional	Jawa Timur
AR 0	-1,915	-6,001
AR 1	-2,432	-6,638
AR 2	-2,770	-6,969
AR 3	-2,774	-7,089
AR 4	-2,744	-7,047
AR 5	-2,782	-7,007
AR 6	-2,792	-7,003
AR 7	-2,851	-6,927
AR 8	-2,762	-6,904
AR 9	-2,666	-6,805
AR 10	-2,668	-6,798
AR 11	-3,624	-7,127
AR 12	-3,537	-7,020

- b. Estimasi Awal Model VARI-X Nasional

Equation	Parameter	Estimate	Error	t Value	Pr > t	Variable
z1t	XL0_1_1	-0,20754	0,24102	-0,86	0,3916	v1t(t)
	XL0_1_2	-0,20889	0,21524	-0,97	0,3345	v2t(t)
	XL0_1_3	-0,15352	0,21644	-0,71	0,4801	v3t(t)
	XL0_1_4	0,10641	0,24967	0,43	0,671	v4t(t)
	XL1_1_1	0,68108	0,24153	2,82	0,006	v1t(t-1)
	XL1_1_2	0,87233	0,22594	3,86	0,0002	v2t(t-1)
	XL1_1_3	0,5967	0,22206	2,69	0,0087	v3t(t-1)
	XL1_1_4	0,07722	0,24937	0,31	0,7576	v4t(t-1)
	XL2_1_1	0,05796	0,24346	0,24	0,8124	v1t(t-2)
	XL2_1_2	-0,44972	0,23487	-1,91	0,0588	v2t(t-2)
	XL2_1_3	-0,19163	0,21986	-0,87	0,3859	v3t(t-2)
	XL2_1_4	0,37908	0,24877	1,52	0,1312	v4t(t-2)
	AR1_1_1	-0,68981	0,10376	-6,65	0,0001	z1t(t-1)
	AR1_1_2	0,28217	0,06224	4,53	0,0001	z2t(t-1)
	AR2_1_1	-0,72996	0,12164	-6	0,0001	z1t(t-2)
	AR2_1_2	0,21536	0,07714	2,79	0,0065	z2t(t-2)
	AR3_1_1	-0,37363	0,14627	-2,55	0,0124	z1t(t-3)
	AR3_1_2	0,34864	0,08918	3,91	0,0002	z2t(t-3)
	AR4_1_1	-0,38697	0,15412	-2,51	0,0139	z1t(t-4)
	AR4_1_2	0,28205	0,09816	2,87	0,0051	z2t(t-4)
	AR5_1_1	-0,20016	0,15512	-1,29	0,2004	z1t(t-5)
	AR5_1_2	0,29161	0,10554	2,76	0,007	z2t(t-5)
	AR6_1_1	-0,08857	0,15361	-0,58	0,5657	z1t(t-6)
	AR6_1_2	0,21265	0,11213	1,9	0,0613	z2t(t-6)
	AR7_1_1	-0,05654	0,14186	-0,4	0,6912	z1t(t-7)

LAMPIRAN D (Lanjutan)

Equation	Parameter	Estimate	Error	t Value	Pr > t	Variable
z1t	AR7_1_2	0,18659	0,1129	1,65	0,102	z2t(t-7)
	AR8_1_1	-0,08676	0,12912	-0,67	0,5034	z1t(t-8)
	AR8_1_2	0,04571	0,10961	0,42	0,6777	z2t(t-8)
	AR9_1_1	-0,14239	0,11853	-1,2	0,2329	z1t(t-9)
	AR9_1_2	0,00888	0,10105	0,09	0,9301	z2t(t-9)
	AR10_1_1	-0,12116	0,11532	-1,05	0,2964	z1t(t-10)
	AR10_1_2	0,05274	0,08806	0,6	0,5508	z2t(t-10)
	AR11_1_1	-0,16133	0,10477	-1,54	0,1273	z1t(t-11)
	AR11_1_2	0,12577	0,06813	1,85	0,0683	z2t(t-11)
	z2t	XL0_2_1	0,67887	0,25298	2,68	0,0087
z2t	XL0_2_2	0,69229	0,22592	3,06	0,0029	v2t(t)
	XL0_2_3	0,08955	0,22718	0,39	0,6944	v3t(t)
	XL0_2_4	0,05012	0,26206	0,19	0,8488	v4t(t)
	XL1_2_1	-1,18602	0,25352	-4,68	0,0001	v1t(t-1)
	XL1_2_2	0,33663	0,23715	1,42	0,1594	v2t(t-1)
	XL1_2_3	-0,08088	0,23308	-0,35	0,7294	v3t(t-1)
	XL1_2_4	0,34212	0,26175	1,31	0,1947	v4t(t-1)
	XL2_2_1	-0,19765	0,25554	-0,77	0,4414	v1t(t-2)
	XL2_2_2	-0,11474	0,24653	-0,47	0,6428	v2t(t-2)
	XL2_2_3	0,23378	0,23077	1,01	0,3139	v3t(t-2)
z1t	XL2_2_4	0,02237	0,26112	0,09	0,9319	v4t(t-2)
	AR1_2_1	0,52448	0,10891	4,82	0,0001	z1t(t-1)
	AR1_2_2	-0,77114	0,06533	-11,8	0,0001	z2t(t-1)
	AR2_2_1	0,47157	0,12767	3,69	0,0004	z1t(t-2)
	AR2_2_2	-0,71565	0,08097	-8,84	0,0001	z2t(t-2)
	AR3_2_1	0,55065	0,15353	3,59	0,0006	z1t(t-3)
	AR3_2_2	-0,57835	0,0936	-6,18	0,0001	z2t(t-3)
	AR4_2_1	0,45107	0,16177	2,79	0,0065	z1t(t-4)
	AR4_2_2	-0,56635	0,10303	-5,5	0,0001	z2t(t-4)
	AR5_2_1	0,39799	0,16282	2,44	0,0166	z1t(t-5)
z2t	AR5_2_2	-0,59957	0,11078	-5,41	0,0001	z2t(t-5)
	AR6_2_1	0,43679	0,16123	2,71	0,0081	z1t(t-6)
	AR6_2_2	-0,62086	0,11769	-5,28	0,0001	z2t(t-6)
	AR7_2_1	0,52572	0,1489	3,53	0,0007	z1t(t-7)
	AR7_2_2	-0,49298	0,1185	-4,16	0,0001	z2t(t-7)
	AR8_2_1	0,68001	0,13553	5,02	0,0001	z1t(t-8)
	AR8_2_2	-0,47951	0,11505	-4,17	0,0001	z2t(t-8)
	AR9_2_1	0,79008	0,12441	6,35	0,0001	z1t(t-9)
	AR9_2_2	-0,53501	0,10606	-5,04	0,0001	z2t(t-9)

LAMPIRAN D (Lanjutan)

Equation	Parameter	Estimate	Error	t Value	Pr > t	Variable
z2t	AR10_2_1	0,68719	0,12105	5,68	0,0001	z1t(t-10)
	AR10_2_2	-0,62718	0,09243	-6,79	0,0001	z2t(t-10)
	AR11_2_1	0,71658	0,10997	6,52	0,0001	z1t(t-11)
	AR11_2_2	-0,58835	0,07151	-8,23	0,0001	z2t(t-11)

c. Estimasi Model VARI-X Terbaik Nasional

Equation	Parameter	Estimate	Error	t Value	Pr > t	Variable
z1t	XL0_1_1	0	0			v1t(t)
	XL0_1_2	0	0			v2t(t)
	XL0_1_3	0	0			v3t(t)
	XL0_1_4	0	0			v4t(t)
	XL1_1_1	0,88043	0,22112	3,98	0,0001	v1t(t-1)
	XL1_1_2	1,13128	0,18898	5,99	0,0001	v2t(t-1)
	XL1_1_3	0,56867	0,19059	2,98	0,0037	v3t(t-1)
	XL1_1_4	0	0			v4t(t-1)
	XL2_1_1	0	0			v1t(t-2)
	XL2_1_2	0	0			v2t(t-2)
	XL2_1_3	0	0			v3t(t-2)
	XL2_1_4	0,61144	0,21622	2,83	0,0058	v4t(t-2)
	AR1_1_1	-0,66915	0,07925	-8,44	0,0001	z1t(t-1)
	AR1_1_2	0,20235	0,04876	4,15	0,0001	z2t(t-1)
	AR2_1_1	-0,61271	0,09334	-6,56	0,0001	z1t(t-2)
	AR2_1_2	0,11118	0,06016	1,86	0,0666	z2t(t-2)
	AR3_1_1	-0,16667	0,09205	-1,81	0,0736	z1t(t-3)
	AR3_1_2	0,21785	0,06461	3,37	0,0011	z2t(t-3)
	AR4_1_1	-0,15689	0,08188	-1,92	0,0587	z1t(t-4)
	AR4_1_2	0,14149	0,05995	2,36	0,0205	z2t(t-4)
	AR5_1_1	0	0			z1t(t-5)
	AR5_1_2	0,12567	0,04951	2,54	0,0129	z2t(t-5)
	AR6_1_1	0	0			z1t(t-6)
	AR6_1_2	0	0			z2t(t-6)
	AR7_1_1	0	0			z1t(t-7)
	AR7_1_2	0	0			z2t(t-7)
	AR8_1_1	0	0			z1t(t-8)
	AR8_1_2	0	0			z2t(t-8)
	AR9_1_1	0	0			z1t(t-9)
	AR9_1_2	0	0			z2t(t-9)
	AR10_1_1	0	0			z1t(t-10)
	AR10_1_2	0,09209	0,04043	2,28	0,0252	z2t(t-10)

LAMPIRAN D (Lanjutan)

Equation	Parameter	Estimate	Error	t Value	Pr > t	Variable
z1t	AR11_1_1	0	0			z1t(t-11)
	AR11_1_2	0,15905	0,04542	3,5	0,0007	z2t(t-11)
z2t	XL0_2_1	0,61525	0,24424	2,52	0,0136	v1t(t)
	XL0_2_2	0,60712	0,21465	2,83	0,0058	v2t(t)
	XL0_2_3	0	0			v3t(t)
	XL0_2_4	0	0			v4t(t)
	XL1_2_1	-1,28589	0,24357	-5,28	0,0001	v1t(t-1)
	XL1_2_2	0	0			v2t(t-1)
	XL1_2_3	0	0			v3t(t-1)
	XL1_2_4	0	0			v4t(t-1)
	XL2_2_1	0	0			v1t(t-2)
	XL2_2_2	0	0			v2t(t-2)
	XL2_2_3	0	0			v3t(t-2)
	XL2_2_4	0	0			v4t(t-2)
	AR1_2_1	0,48843	0,09566	5,11	0,0001	z1t(t-1)
	AR1_2_2	-0,73563	0,05536	-13,29	0,0001	z2t(t-1)
	AR2_2_1	0,41821	0,11968	3,49	0,0008	z1t(t-2)
	AR2_2_2	-0,67786	0,0726	-9,34	0,0001	z2t(t-2)
	AR3_2_1	0,47405	0,1448	3,27	0,0015	z1t(t-3)
	AR3_2_2	-0,53669	0,08329	-6,44	0,0001	z2t(t-3)
	AR4_2_1	0,38972	0,15186	2,57	0,012	z1t(t-4)
	AR4_2_2	-0,51151	0,09326	-5,48	0,0001	z2t(t-4)
	AR5_2_1	0,35222	0,15378	2,29	0,0244	z1t(t-5)
	AR5_2_2	-0,54472	0,09961	-5,47	0,0001	z2t(t-5)
	AR6_2_1	0,41248	0,1505	2,74	0,0075	z1t(t-6)
	AR6_2_2	-0,57676	0,10457	-5,52	0,0001	z2t(t-6)
	AR7_2_1	0,47841	0,13744	3,48	0,0008	z1t(t-7)
	AR7_2_2	-0,48709	0,10839	-4,49	0,0001	z2t(t-7)
	AR8_2_1	0,64626	0,12738	5,07	0,0001	z1t(t-8)
	AR8_2_2	-0,482	0,10698	-4,51	0,0001	z2t(t-8)
	AR9_2_1	0,74612	0,11859	6,29	0,0001	z1t(t-9)
	AR9_2_2	-0,55246	0,09954	-5,55	0,0001	z2t(t-9)
	AR10_2_1	0,62109	0,10591	5,86	0,0001	z1t(t-10)
	AR10_2_2	-0,64982	0,08451	-7,69	0,0001	z2t(t-10)
	AR11_2_1	0,67878	0,09011	7,53	0,0001	z1t(t-11)
	AR11_2_2	-0,60057	0,06519	-9,21	0,0001	z2t(t-11)

LAMPIRAN D (Lanjutan)

d. Estimasi Awal Model VARI-X Jawa Timur

Equation	Parameter	Estimate	Error	t Value	Pr > t	Variable
z1t	XL0_1_1	0,00757	0,09368	0,08	0,9357	v1t(t)
	XL0_1_2	-0,04619	0,08727	-0,53	0,598	v2t(t)
	XL0_1_3	-0,11817	0,08767	-1,35	0,1812	v3t(t)
	XL0_1_4	-0,02362	0,09711	-0,24	0,8084	v4t(t)
	XL1_1_1	0,23002	0,09698	2,37	0,0199	v1t(t-1)
	XL1_1_2	0,40496	0,09243	4,38	0,0001	v2t(t-1)
	XL1_1_3	0,11554	0,08873	1,3	0,1963	v3t(t-1)
	XL1_1_4	-0,02412	0,09668	-0,25	0,8036	v4t(t-1)
	XL2_1_1	0,03235	0,09626	0,34	0,7376	v1t(t-2)
	XL2_1_2	-0,10538	0,09567	-1,1	0,2737	v2t(t-2)
	XL2_1_3	0,00255	0,08625	0,03	0,9765	v3t(t-2)
	XL2_1_4	0,14317	0,09693	1,48	0,1433	v4t(t-2)
	AR1_1_1	-0,78493	0,10284	-7,63	0,0001	z1t(t-1)
	AR1_1_2	0,35529	0,07392	4,81	0,0001	z2t(t-1)
	AR2_1_1	-0,74286	0,12602	-5,89	0,0001	z1t(t-2)
	AR2_1_2	0,38384	0,09786	3,92	0,0002	z2t(t-2)
	AR3_1_1	-0,42383	0,1501	-2,82	0,0059	z1t(t-3)
	AR3_1_2	0,50458	0,11536	4,37	0,0001	z2t(t-3)
	AR4_1_1	-0,36392	0,15214	-2,39	0,0189	z1t(t-4)
	AR4_1_2	0,45441	0,13702	3,32	0,0013	z2t(t-4)
	AR5_1_1	-0,26797	0,14984	-1,79	0,0772	z1t(t-5)
	AR5_1_2	0,37345	0,14466	2,58	0,0115	z2t(t-5)
	AR6_1_1	-0,21424	0,14639	-1,46	0,147	z1t(t-6)
	AR6_1_2	0,23475	0,15017	1,56	0,1217	z2t(t-6)
	AR7_1_1	-0,33312	0,14105	-2,36	0,0204	z1t(t-7)
	AR7_1_2	0,23951	0,14601	1,64	0,1046	z2t(t-7)
	AR8_1_1	-0,27739	0,13196	-2,1	0,0385	z1t(t-8)
	AR8_1_2	0,26874	0,14517	1,85	0,0676	z2t(t-8)
	AR9_1_1	-0,30919	0,12375	-2,5	0,0144	z1t(t-9)
	AR9_1_2	0,20572	0,13639	1,51	0,1351	z2t(t-9)
	AR10_1_1	-0,12559	0,11412	-1,1	0,2742	z1t(t-10)
	AR10_1_2	0,27501	0,11881	2,31	0,023	z2t(t-10)
	AR11_1_1	-0,16447	0,09632	-1,71	0,0913	z1t(t-11)
	AR11_1_2	0,20294	0,08764	2,32	0,023	z2t(t-11)
z2t	XL0_2_1	0,34019	0,11406	2,98	0,0037	v1t(t)
	XL0_2_2	0,29703	0,10626	2,8	0,0064	v2t(t)
	XL0_2_3	-0,02309	0,10674	-0,22	0,8293	v3t(t)
	XL0_2_4	0,06438	0,11824	0,54	0,5875	v4t(t)

LAMPIRAN D (Lanjutan)

Equation	Parameter	Estimate	Error	t Value	Pr > t	Variable
z2t	XL1_2_1	-0,42142	0,11808	-3,57	0,0006	v1t(t-1)
	XL1_2_2	0,13718	0,11254	1,22	0,2262	v2t(t-1)
	XL1_2_3	0,16937	0,10804	1,57	0,1206	v3t(t-1)
	XL1_2_4	0,168	0,11771	1,43	0,1572	v4t(t-1)
	XL2_2_1	-0,03181	0,11721	-0,27	0,7867	v1t(t-2)
	XL2_2_2	-0,22978	0,11648	-1,97	0,0517	v2t(t-2)
	XL2_2_3	-0,02366	0,10502	-0,23	0,8223	v3t(t-2)
	XL2_2_4	-0,08278	0,11802	-0,7	0,4849	v4t(t-2)
	AR1_2_1	0,37157	0,12522	2,97	0,0039	z1t(t-1)
	AR1_2_2	-0,73071	0,09	-8,12	0,0001	z2t(t-1)
	AR2_2_1	0,44907	0,15344	2,93	0,0044	z1t(t-2)
	AR2_2_2	-0,66735	0,11915	-5,6	0,0001	z2t(t-2)
	AR3_2_1	0,34816	0,18276	1,9	0,0601	z1t(t-3)
	AR3_2_2	-0,59021	0,14046	-4,2	0,0001	z2t(t-3)
	AR4_2_1	0,34988	0,18525	1,89	0,0623	z1t(t-4)
	AR4_2_2	-0,446	0,16684	-2,67	0,009	z2t(t-4)
	AR5_2_1	0,23814	0,18244	1,31	0,1953	z1t(t-5)
	AR5_2_2	-0,56071	0,17613	-3,18	0,002	z2t(t-5)
	AR6_2_1	0,33138	0,17825	1,86	0,0664	z1t(t-6)
	AR6_2_2	-0,50405	0,18285	-2,76	0,0071	z2t(t-6)
	AR7_2_1	0,23742	0,17174	1,38	0,1704	z1t(t-7)
	AR7_2_2	-0,43059	0,17778	-2,42	0,0175	z2t(t-7)
	AR8_2_1	0,37481	0,16067	2,33	0,022	z1t(t-8)
	AR8_2_2	-0,34748	0,17675	-1,97	0,0525	z2t(t-8)
	AR9_2_1	0,37828	0,15068	2,51	0,0139	z1t(t-9)
	AR9_2_2	-0,46104	0,16607	-2,78	0,0067	z2t(t-9)
	AR10_2_1	0,42996	0,13896	3,09	0,0027	z1t(t-10)
	AR10_2_2	-0,40594	0,14466	-2,81	0,0062	z2t(t-10)
	AR11_2_1	0,32352	0,11727	2,76	0,0071	z1t(t-11)
	AR11_2_2	-0,43905	0,10671	-4,11	0,0001	z2t(t-11)

e. Estimasi Model VARI-X Terbaik Jawa Timur

Equation	Parameter	Estimate	Error	t Value	Pr > t	Variable
z1t	XL0_1_1	0	0			v1t(t)
	XL0_1_2	0	0			v2t(t)
	XL0_1_3	0	0			v3t(t)
	XL0_1_4	0	0			v4t(t)
	XL1_1_1	0,23621	0,09383	2,52	0,0137	v1t(t-1)
	XL1_1_2	0,35616	0,08527	4,18	0,0001	v2t(t-1)

LAMPIRAN D (Lanjutan)

Equation	Parameter	Estimate	Error	t Value	Pr > t	Variable
z1t	XL1_1_3	0	0			v3t(t-1)
	XL1_1_4	0	0			v4t(t-1)
	XL2_1_1	0	0			v1t(t-2)
	XL2_1_2	0	0			v2t(t-2)
	XL2_1_3	0	0			v3t(t-2)
	XL2_1_4	0	0			v4t(t-2)
	AR1_1_1	-0,82104	0,09179	-8,95	0,0001	z1t(t-1)
	AR1_1_2	0,34978	0,06433	5,44	0,0001	z2t(t-1)
	AR2_1_1	-0,79964	0,11529	-6,94	0,0001	z1t(t-2)
	AR2_1_2	0,38554	0,08947	4,31	0,0001	z2t(t-2)
	AR3_1_1	-0,45708	0,13689	-3,34	0,0012	z1t(t-3)
	AR3_1_2	0,53257	0,1045	5,1	0,0001	z2t(t-3)
	AR4_1_1	-0,43312	0,14078	-3,08	0,0028	z1t(t-4)
	AR4_1_2	0,45821	0,11935	3,84	0,0002	z2t(t-4)
	AR5_1_1	-0,2807	0,14079	-1,99	0,0494	z1t(t-5)
	AR5_1_2	0,42641	0,1274	3,35	0,0012	z2t(t-5)
	AR6_1_1	-0,26856	0,13819	-1,94	0,0552	z1t(t-6)
	AR6_1_2	0,25993	0,13184	1,97	0,0519	z2t(t-6)
	AR7_1_1	-0,32023	0,13178	-2,43	0,0172	z1t(t-7)
	AR7_1_2	0,28277	0,13374	2,11	0,0374	z2t(t-7)
	AR8_1_1	-0,36793	0,12272	-3	0,0036	z1t(t-8)
	AR8_1_2	0,28536	0,13546	2,11	0,0381	z2t(t-8)
	AR9_1_1	-0,35838	0,11422	-3,14	0,0023	z1t(t-9)
	AR9_1_2	0,27151	0,12782	2,12	0,0365	z2t(t-9)
	AR10_1_1	-0,20152	0,10279	-1,96	0,0532	z1t(t-10)
	AR10_1_2	0,3356	0,10704	3,14	0,0024	z2t(t-10)
	AR11_1_1	-0,1408	0,07907	-1,78	0,0785	z1t(t-11)
	AR11_1_2	0,20762	0,08273	2,51	0,014	z2t(t-11)
z2t	XL0_2_1	0,30685	0,11106	2,76	0,007	v1t(t)
	XL0_2_2	0,33161	0,09436	3,51	0,0007	v2t(t)
	XL0_2_3	0	0			v3t(t)
	XL0_2_4	0	0			v4t(t)
	XL1_2_1	-0,45766	0,11355	-4,03	0,0001	v1t(t-1)
	XL1_2_2	0	0			v2t(t-1)
	XL1_2_3	0	0			v3t(t-1)
	XL1_2_4	0	0			v4t(t-1)
	XL2_2_1	0	0			v1t(t-2)
	XL2_2_2	-0,2054	0,10546	-1,95	0,0547	v2t(t-2)
	XL2_2_3	0	0			v3t(t-2)
	XL2_2_4	0	0			v4t(t-2)

LAMPIRAN D (Lanjutan)

Equation	Parameter	Estimate	Error	t Value	Pr > t	Variable
z2t	AR1_2_1	0,26855	0,09711	2,77	0,007	z1t(t-1)
	AR1_2_2	-0,6742	0,07441	-9,06	0,0001	z2t(t-1)
	AR2_2_1	0,18137	0,0913	1,99	0,0502	z1t(t-2)
	AR2_2_2	-0,56584	0,09999	-5,66	0,0001	z2t(t-2)
	AR3_2_1	0	0			z1t(t-3)
	AR3_2_2	-0,42026	0,11036	-3,81	0,0003	z2t(t-3)
	AR4_2_1	0	0			z1t(t-4)
	AR4_2_2	-0,19936	0,10775	-1,85	0,0677	z2t(t-4)
	AR5_2_1	0	0			z1t(t-5)
	AR5_2_2	-0,20113	0,09815	-2,05	0,0435	z2t(t-5)
	AR6_2_1	0	0			z1t(t-6)
	AR6_2_2	-0,14154	0,07349	-1,93	0,0574	z2t(t-6)
	AR7_2_1	0	0			z1t(t-7)
	AR7_2_2	0	0			z2t(t-7)
	AR8_2_1	0,20108	0,10537	1,91	0,0597	z1t(t-8)
	AR8_2_2	0	0			z2t(t-8)
	AR9_2_1	0,34743	0,12098	2,87	0,0051	z1t(t-9)
	AR9_2_2	-0,24347	0,085	-2,86	0,0053	z2t(t-9)
	AR10_2_1	0,39437	0,11572	3,41	0,001	z1t(t-10)
	AR10_2_2	-0,32036	0,09315	-3,44	0,0009	z2t(t-10)
	AR11_2_1	0,41112	0,10024	4,1	0,0001	z1t(t-11)
	AR11_2_2	-0,43948	0,08771	-5,01	0,0001	z2t(t-11)

f. Uji Residual Independen dan Berdistribusi Normal Multivariat Model VARI-X Terbaik

Lag	Tingkat	
	Nasional	Jawa Timur
AR 0	-5,144	-8,512
AR 1	-5,096	-8,439
AR 2	-5,035	-8,374
AR 3	-4,958	-8,296
AR 4	-4,886	-8,218
AR 5	-4,808	-8,149
AR 6	-4,769	-8,049
AR 7	-4,676	-7,960
AR 8	-4,620	-7,853
AR 9	-4,498	-7,739
AR 10	-4,394	-7,649
AR 11	-4,310	-7,548
AR 12	-5,144	-7,426

Uji asumsi residual Nasional berdistribusi normal multivariat

```
Shapiro-wilk normality test
```

```
data: x
W = 0.9567, p-value = 1.273e-06
```

Uji asumsi residual Jawa Timur berdistribusi normal multivariat

```
Shapiro-wilk normality test
```

```
data: x
W = 0.9669, p-value = 2.279e-05
```

g. Taksiran *In-sample* dan Ramalan *Out-sample* Model VARI-X Terbaik Nasional

Tahun	Bulan	Nasional*		Nasional		Batas Konfidenyi Bawah		Batas Konfidenyi Atas	
		$\hat{Z}_{11,t}$	$\hat{Z}_{21,t}$	$\hat{Z}_{11,t}$	$\hat{Z}_{21,t}$	$\hat{Z}_{12,t}$	$\hat{Z}_{22,t}$	$\hat{Z}_{12,t}$	$\hat{Z}_{22,t}$
2004	1	3,147	2,924	23,260	18,615	13,767	10,761	39,296	32,202
	2	2,828	2,942	16,920	18,951	10,015	10,955	28,585	32,783
	3	3,259	2,782	26,017	16,155	15,400	9,339	43,955	27,947
	4	2,973	2,851	19,559	17,306	11,577	10,004	33,045	29,938
	5	3,011	2,937	20,302	18,856	12,017	10,900	34,300	32,618
	6	2,907	2,953	18,300	19,171	10,832	11,082	30,918	33,164
	7	3,168	2,891	23,748	18,014	14,057	10,413	40,122	31,162
	8	2,986	3,175	19,800	23,926	11,720	13,831	33,451	41,389
	9	3,093	3,082	22,053	21,807	13,053	12,606	37,259	37,724
	10	3,137	2,920	23,040	18,536	13,637	10,715	38,925	32,066
	11	3,546	3,903	34,682	49,561	20,528	28,649	58,595	85,735
	12	3,177	3,066	23,974	21,457	14,190	12,403	40,504	37,118
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
2014	1	3,690	2,454	40,040	11,629	23,700	6,722	67,647	20,117
	2	3,214	3,344	24,869	28,335	14,252	15,390	43,395	52,169
	3	3,353	3,501	28,592	33,147	16,117	17,669	50,723	62,183
	4	3,384	3,376	29,498	29,259	15,548	15,294	55,963	55,977
	5	3,321	3,526	27,674	33,988	14,034	17,284	54,572	66,833
	6	3,423	3,494	30,658	32,912	14,871	16,492	63,204	65,682
	7	3,343	4,348	28,300	77,304	13,084	37,712	61,213	158,462
	8	3,486	3,032	32,660	20,738	14,606	9,799	73,031	43,885
	9	3,306	3,269	27,264	26,289	11,703	11,772	63,518	58,708
	10	3,502	3,512	33,181	33,527	13,579	14,088	81,081	79,791
	11	3,308	3,616	27,322	37,183	10,727	15,129	69,591	91,386
	12	3,133	4,136	22,942	62,578	8,591	24,265	61,264	161,381

Keterangan: * = data belum ditransformasi kembali

LAMPIRAN D (Lanjutan)

h. Taksiran *In-sample* dan Ramalan *Out-sample* Model VARI-X Terbaik Jawa Timur

Tahun	Bulan	Nasional*		Nasional		Batas Konfidensi Bawah		Batas Konfidensi Atas	
		$\hat{Z}_{11,t}$	$\hat{Z}_{21,t}$	$\hat{Z}_{11,t}$	$\hat{Z}_{21,t}$	$\hat{Z}_{12,t}$	$\hat{Z}_{22,t}$	$\hat{Z}_{12,t}$	$\hat{Z}_{22,t}$
2004	1	1,168	1,040	1,775	1,156	0,868	0,397	3,232	2,645
	2	1,056	1,115	1,225	1,498	0,551	0,560	2,364	3,260
	3	1,134	0,996	1,594	0,987	0,762	0,321	2,950	2,332
	4	1,042	1,036	1,166	1,142	0,518	0,391	2,267	2,620
	5	1,076	1,085	1,311	1,353	0,599	0,489	2,502	3,001
	6	1,056	1,064	1,225	1,260	0,551	0,446	2,362	2,835
	7	1,132	1,028	1,580	1,109	0,754	0,376	2,928	2,559
	8	1,060	1,093	1,241	1,388	0,560	0,506	2,388	3,065
	9	1,089	1,045	1,373	1,178	0,635	0,408	2,601	2,686
	10	1,106	1,052	1,452	1,206	0,680	0,420	2,726	2,736
	11	1,085	1,298	1,351	2,630	0,622	1,148	2,565	5,176
	12	1,199	1,095	1,960	1,400	0,979	0,512	3,516	3,085
:	:	:	:	:	:	:	:	:	:
2014	1	1,360	0,983	3,123	0,939	1,705	0,300	5,253	2,242
	2	1,119	1,185	1,516	1,875	0,652	0,690	3,014	4,117
	3	1,129	1,238	1,568	2,202	0,655	0,813	3,175	4,825
	4	1,140	1,121	1,624	1,529	0,610	0,476	3,521	3,710
	5	1,081	1,181	1,334	1,851	0,446	0,570	3,103	4,516
	6	1,152	1,225	1,689	2,121	0,574	0,662	3,893	5,137
	7	1,096	1,395	1,402	3,432	0,431	1,220	3,427	7,695
	8	1,223	1,116	2,107	1,502	0,718	0,364	4,849	4,176
	9	1,160	1,107	1,731	1,455	0,525	0,321	4,264	4,247
	10	1,123	1,275	1,535	2,456	0,424	0,667	3,979	6,426
	11	1,155	1,196	1,706	1,943	0,460	0,463	4,481	5,447
	12	1,109	1,330	1,465	2,874	0,354	0,789	4,081	7,477

Keterangan: * = data belum ditransformasi kembali

Lampiran E Pemodelan CCC-MGARCH

a. MCCF dan MPCCF Residual Kuadrat

Nasional:

Schematic Representation of Cross Correlations																																				
Variable/	Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30				
r1		+	.	++				
r2		.	+			
+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between																																				
Schematic Representation of Cross Correlations																																				
Variable/	Lag	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47	48																	
r1				
r2			
+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between																																				
Schematic Representation of Partial Cross Correlations																																				
Variable/	Lag	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31				
r1		.	+		
r2			
+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between																																				
Schematic Representation of Partial Cross Correlations																																				
Variable/	Lag	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47	48																		
r1			
r2			
+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between																																				

Jawa Timur:

Schematic Representation of Cross Correlations																																				
Variable/	Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30				
r1		+	+			
r2			
+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between																																				
Schematic Representation of Cross Correlations																																				
Variable/	Lag	31	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47	48																	
r1			
r2			
+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between																																				
Schematic Representation of Partial Cross Correlations																																				
Variable/	Lag	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15	16	17	18	19	20	21	22	23	24	25	26	27	28	29	30	31				
r1		.	+	
r2		
+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between																																				
Schematic Representation of Partial Cross Correlations																																				
Variable/	Lag	32	33	34	35	36	37	38	39	40	41	42	43	44	45	46	47	48																		
r1		
r2		
+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between																																				

LAMPIRAN E (Lanjutan)

b. Estimasi GARCH Univariat Tingkat Nasional

Inflow :

Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t
ARCH0	1	0.0175	0.006256	2.81	0.0050
ARCH1	1	0.6612	0.1792	3.69	0.0002
GARCH1	1	0.2727	0.0982	2.78	0.0055

Outflow :

Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t
ARCH0	1	0.0693	0.1271	0.55	0.5855
ARCH1	1	0.0563	0.0832	0.68	0.4987
GARCH1	1	0.0613	1.6400	0.04	0.9702

c. Estimasi GARCH Univariat Tingkat Jawa Timur

Inflow :

Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t
ARCH0	1	0.0113	0.000740	15.23	<.0001
ARCH1	1	4.529E-23	6.887E-17	0.00	1.0000
GARCH1	1	9.9893E-7	8.3465E-6	0.12	0.9047

Outflow :

Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Pr > t
ARCH0	1	0.0108	0.007564	1.43	0.1521
ARCH1	1	0.2085	0.1512	1.38	0.1680
GARCH1	1	0.1903	0.4874	0.39	0.6962

d. Percobaan Nilai Awal CCC-MGARCH Nasional

Nilai Awal	α_{01}	α_{02}	α_{11}	α_{12}	β_{11}	β_{12}	R
Estimasi Univariat	0,0175	0,0693	0,6612	0,0563	0,2727	0,0613	-0,194
Estimasi Univariat + (0,5xSE)	0,0206	0,1328	0,7508	0,0979	0,3218	0,8813	-0,194
Estimasi Univariat - (0,5xSE)	0,0143	0,005	0,5705	0,0142	0,223	0,0001****	-0,194
Estimasi Univariat + (5xSE)	0,0488	0,7048	1,5572	0,4723	0,7637	8,2613	-0,194

LAMPIRAN E (Lanjutan)

- e. Hasil Percobaan Nilai Awal CCC-MGARCH Nasional

Hasil Estimasi dari Nilai Awal	$\hat{\alpha}_{01}$	$\hat{\alpha}_{02}$	$\hat{\alpha}_{11}$	$\hat{\alpha}_{12}$	$\hat{\beta}_{11}$	$\hat{\beta}_{12}$	R
Estimasi Univariat	0,017	0,074	0,680	0,059	0,267	$3,21 \cdot 10^{-8}$	-0,206
Estimasi Univariat + (0,5xSE)	0,017	0,074	0,680	0,059	0,267	$1,34 \cdot 10^{-5}$	-0,206
Estimasi Univariat - (0,5xSE)	0,017	0,074	0,680	0,059	0,267	$7,07 \cdot 10^{18}$	-0,206
Estimasi Univariat + (5xSE)	0,017	0,074	0,680	0,059	0,267	$3,68 \cdot 10^{-9}$	-0,206

- f. Hasil Estimasi CCC-MGARCH Nasional dan Jawa Timur

Tingkat	α_{01}	α_{02}	α_{11}	α_{12}	β_{11}	β_{12}	R
Nasional	0,017	0,074	0,680	0,059	0,267	$3,21 \cdot 10^{-8}$	-0,206
Jawa Timur	0,0113	0,0108	$1,87 \cdot 10^{-10}$	0,2075	$4,97 \cdot 10^{-7}$	0,1924	0,037

- g. Syarat Stasioner Parameter CCC-MGARCH

Tingkat	Stationarity	Kesimpulan
Nasional	0,9339	$Stationarity < 1$, maka terpenuhi
Jawa Timur	0,03988	$Stationarity < 1$, maka terpenuhi

- h. Asumsi *White Noise Standardized Residual*

Lag	Tingkat	
	Nasional	Jawa Timur
AR 0	-0,074	0,009
AR 1	-0,012	0,080
AR 2	0,031	0,146
AR 3	0,112	0,226
AR 4	0,182	0,307
AR 5	0,268	0,383
AR 6	0,308	0,482
AR 7	0,397	0,575
AR 8	0,467	0,676
AR 9	0,569	0,787
AR 10	0,677	0,874
AR 11	0,771	0,961
AR 12	0,842	1,094

- i. Uji Distribusi Normal Multivariat *Standardized Residual* Nasional:

```
shapiro-wilk normality test
data: x
W = 0.9828, p-value = 0.005275
```

Jawa Timur:

```
shapiro-wilk normality test
data: x
W = 0.9612, p-value = 4.317e-06
```

LAMPIRAN E (Lanjutan)

j. Matriks Diagonal Deviasi Standart, Kovarians Bersyarat, dan Taksiran *In-sample* Data Residual Tingkat Nasional

Observasi	Diagonal Deviasi Standart		Kovarians Bersyarat		
	$\sqrt{h_{1,t}}$	$\sqrt{h_{2,t}}$	$H_{1,1,t}$	$H_{1,2,t} = H_{2,1,t}$	$H_{2,2,t}$
1	0,300	0,280	0,090	-0,017	0,079
2	0,222	0,272	0,049	-0,012	0,074
3	0,208	0,277	0,043	-0,012	0,077
4	0,281	0,272	0,079	-0,016	0,074
5	0,197	0,280	0,039	-0,011	0,079
6	0,185	0,278	0,034	-0,011	0,077
7	0,191	0,283	0,037	-0,011	0,080
8	0,170	0,275	0,029	-0,010	0,076
9	0,159	0,286	0,025	-0,009	0,082
10	0,159	0,272	0,025	-0,009	0,074
11	0,179	0,287	0,032	-0,011	0,083
12	0,193	0,294	0,037	-0,012	0,087
13	0,165	0,277	0,027	-0,009	0,077
14	0,171	0,282	0,029	-0,010	0,079
15	0,197	0,272	0,039	-0,011	0,074
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
111	0,294	0,272	0,087	-0,017	0,074
112	0,229	0,273	0,052	-0,013	0,075
113	0,237	0,278	0,056	-0,014	0,077
114	0,193	0,285	0,037	-0,011	0,081
115	0,255	0,275	0,065	-0,014	0,076
116	0,214	0,272	0,046	-0,012	0,074
117	0,188	0,272	0,035	-0,011	0,074
118	0,319	0,278	0,102	-0,018	0,077
119	0,212	0,276	0,045	-0,012	0,076
120	0,353	0,272	0,125	-0,020	0,074

LAMPIRAN E (Lanjutan)

k. Matriks Diagonal Deviasi Standart, Kovarians Bersyarat, dan Taksiran *In-sample* Data Residual Tingkat Jawa Timur

Observasi	Diagonal Deviasi Standart		Kovarians Bersyarat		
	$\sqrt{h_{1,t}}$	$\sqrt{h_{2,t}}$	$H_{1,1,t}$	$H_{1,2,t} = H_{2,1,t}$	$H_{2,2,t}$
1	0,106	0,134	0,011	0,001	0,018
2	0,106	0,120	0,011	0,000	0,014
3	0,106	0,128	0,011	0,001	0,016
4	0,106	0,118	0,011	0,000	0,014
5	0,106	0,126	0,011	0,000	0,016
6	0,106	0,132	0,011	0,001	0,017
7	0,106	0,124	0,011	0,000	0,015
8	0,106	0,123	0,011	0,000	0,015
9	0,106	0,120	0,011	0,000	0,014
10	0,106	0,120	0,011	0,000	0,014
11	0,106	0,127	0,011	0,000	0,016
12	0,106	0,122	0,011	0,000	0,015
13	0,106	0,119	0,011	0,000	0,014
14	0,106	0,126	0,011	0,000	0,016
15	0,106	0,123	0,011	0,000	0,015
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
111	0,106	0,116	0,011	0,000	0,013
112	0,106	0,125	0,011	0,000	0,016
113	0,106	0,120	0,011	0,000	0,014
114	0,106	0,194	0,011	0,001	0,037
115	0,106	0,143	0,011	0,001	0,020
116	0,106	0,127	0,011	0,001	0,016
117	0,106	0,118	0,011	0,000	0,014
118	0,106	0,117	0,011	0,000	0,014
119	0,106	0,122	0,011	0,000	0,015
120	0,106	0,117	0,011	0,000	0,014

LAMPIRAN E (Lanjutan)

- l. Ramalan Matriks Diagonal Deviasi Standart dan Matriks Kovarians Bersyarat Tingkat Nasional

Observasi	Diagonal Deviasi Standart		Kovarians Bersyarat		
	$\sqrt{h_{1,t}}$	$\sqrt{h_{2,t}}$	$H_{1,1,t}$	$H_{1,2,t} = H_{2,1,t}$	$H_{2,2,t}$
1	0,276	0,275	0,076	-0,016	0,076
2	0,299	0,280	0,090	-0,017	0,078
3	0,320	0,280	0,102	-0,018	0,079
4	0,338	0,280	0,114	-0,020	0,079
5	0,354	0,280	0,126	-0,020	0,079
6	0,369	0,280	0,136	-0,021	0,079
7	0,383	0,280	0,147	-0,022	0,079
8	0,395	0,280	0,156	-0,023	0,079
9	0,407	0,280	0,166	-0,024	0,079
10	0,418	0,280	0,174	-0,024	0,079
11	0,427	0,280	0,183	-0,025	0,079
12	0,436	0,280	0,190	-0,025	0,079

- m. Ramalan Matriks Diagonal Deviasi Standart dan Matriks Kovarians Bersyarat Tingkat Jawa Timur

Observasi	Diagonal Deviasi Standart		Kovarians Bersyarat		
	$\sqrt{h_{1,t}}$	$\sqrt{h_{2,t}}$	$H_{1,1,t}$	$H_{1,2,t} = H_{2,1,t}$	$H_{2,2,t}$
1	0,106	0,113	0,011	0,000	0,013
2	0,106	0,126	0,011	0,000	0,016
3	0,106	0,131	0,011	0,001	0,017
4	0,106	0,133	0,011	0,001	0,018
5	0,106	0,134	0,011	0,001	0,018
6	0,106	0,134	0,011	0,001	0,018
7	0,106	0,134	0,011	0,001	0,018
8	0,106	0,134	0,011	0,001	0,018
9	0,106	0,134	0,011	0,001	0,018
10	0,106	0,134	0,011	0,001	0,018
11	0,106	0,134	0,011	0,001	0,018
12	0,106	0,134	0,011	0,001	0,018

LAMPIRAN E (Lanjutan)

n. Taksiran *Out-sample* Model Gabungan Nasional

Observasi	Ramalan Titik (Nasional)		Batas Konfidensi Bawah		Batas Konfidensi Atas	
	$\hat{Z}_{11,t}$	$\hat{Z}_{21,t}$	$\hat{Z}_{11,t}$	$\hat{Z}_{21,t}$	$\hat{Z}_{11,t}$	$\hat{Z}_{21,t}$
1	40,040	11,629	25,399	7,383	63,122	18,316
2	24,869	28,335	15,180	17,849	40,742	44,981
3	28,592	33,147	16,871	20,871	48,457	52,644
4	29,498	29,259	16,887	18,422	51,524	46,471
5	27,674	33,988	15,419	21,400	49,671	53,981
6	30,658	32,912	16,666	20,722	56,399	52,273
7	28,300	77,304	15,042	48,673	53,243	122,777
8	32,660	20,738	17,006	13,057	62,722	32,936
9	27,264	26,289	13,931	16,552	53,359	41,753
10	33,181	33,527	16,661	21,110	66,081	53,249
11	27,322	37,183	13,500	23,412	55,296	59,056
12	22,942	62,578	11,168	39,401	47,131	99,388

0. Taksiran *Out-sample* Model Gabungan Jawa Timur

Observasi	Ramalan Titik (Jawa Timur)		Batas Konfidensi Bawah		Batas Konfidensi Atas	
	$\hat{Z}_{12,t}$	$\hat{Z}_{22,t}$	$\hat{Z}_{12,t}$	$\hat{Z}_{22,t}$	$\hat{Z}_{12,t}$	$\hat{Z}_{22,t}$
1	3,123	0,939	1,874	0,432	4,892	1,782
2	1,516	1,875	0,807	0,917	2,598	3,414
3	1,568	2,202	0,839	1,081	2,675	4,000
4	1,624	1,529	0,875	0,682	2,758	2,965
5	1,334	1,851	0,693	0,860	2,327	3,493
6	1,689	2,121	0,917	1,014	2,854	3,924
7	1,402	3,432	0,735	1,809	2,429	5,924
8	2,107	1,502	1,188	0,661	3,460	2,937
9	1,731	1,455	0,944	0,636	2,915	2,862
10	1,535	2,456	0,819	1,210	2,626	4,447
11	1,706	1,943	0,927	0,909	2,878	3,646
12	1,465	2,874	0,774	1,462	2,522	5,087

Lampiran F Peramalan 1 Tahun Ke Depan

a. Peramalan Tingkat Nasional

Bulan	Ramalan Titik (Nasional)		Interval Konfidensi Bawah		Interval Konfidensi Atas	
	$\hat{Z}_{11,t}$	$\hat{Z}_{21,t}$	$\hat{Z}_{11,t}$	$\hat{Z}_{11,t}$	$\hat{Z}_{21,t}$	$\hat{Z}_{11,t}$
1	44,173	18,341	30,481	11,709	64,015	28,730
2	35,445	26,597	23,250	16,760	54,037	42,209
3	34,322	33,653	21,567	21,190	54,620	53,446
4	32,837	31,810	19,878	20,028	54,243	50,521
5	36,049	45,874	21,115	28,884	61,544	72,859
6	34,465	39,238	19,602	24,705	60,598	62,319
7	30,448	130,355	16,863	82,075	54,975	207,035
8	56,173	13,344	30,371	8,402	103,897	21,194
9	28,708	31,836	15,183	20,045	54,278	50,563
10	41,319	37,513	21,417	23,619	79,713	59,580
11	32,745	40,112	16,661	25,255	64,354	63,707
12	28,823	63,392	14,417	39,913	57,623	100,681

b. Peramalan Tingkat Jawa Timur

Bulan	Ramalan Titik (Jawa Timur)		Interval Konfidensi Bawah		Interval Konfidensi Atas	
	$\hat{Z}_{11,t}$	$\hat{Z}_{21,t}$	$\hat{Z}_{11,t}$	$\hat{Z}_{11,t}$	$\hat{Z}_{21,t}$	$\hat{Z}_{11,t}$
1	3,145	1,229	1,889	0,603	4,923	2,232
2	2,188	1,929	1,242	0,951	3,576	3,494
3	1,815	1,806	0,998	0,849	3,038	3,379
4	1,511	1,671	0,803	0,762	2,590	3,194
5	1,617	2,241	0,871	1,086	2,748	4,105
6	1,642	2,016	0,886	0,953	2,784	3,759
7	1,305	6,538	0,675	3,846	2,283	10,397
8	4,716	0,755	2,996	0,274	7,064	1,670
9	1,556	2,116	0,832	1,010	2,658	3,919
10	2,118	2,236	1,196	1,080	3,476	4,107
11	1,856	2,267	1,024	1,098	3,097	4,155
12	1,760	2,929	0,962	1,496	2,957	5,170

Lampiran G Syntax SAS, Minitab, dan R

a. Syntax SAS untuk ADF Non-seasonal (residual independen)

```

data bi_nasional;
input z1t z2t v1t v2t v3t v4t;
datalines;
3.133 2.365 0      0      0      0
2.755 2.629 0      0      0      0
2.764 2.378 0      0      0      0
...
;
proc arima data=bi_nasional;
identify var=z1t stationarity=(adf=(12));
run;

```

Type	Lags	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau	F	Pr > F
Zero Mean	12	0,1081	0,7063	0,29	0,7691		
Single Mean	12	-3,1416	0,6352	-0,92	0,7784	0,51	0,9496
Trend	12	-3,3035	0,9213	-1,03	0,9359	1,06	0,9588

b. ADF Non-seasonal di Minitab (residual yang independen)

```

The regression equation is
diff(Z11)12 = 0,267 - 0,0875 lag(Z11)1 - 0,190 lagdiff(Z11)1
              - 0,262 lagdiff(Z11)2 - 0,0392 lagdiff(Z11)3
              + 0,0068 lagdiff(Z11)4 - 0,0595 lagdiff(Z11)5
              + 0,0249 lagdiff(Z11)6 + 0,0658 lagdiff(Z11)7
              - 0,0405 lagdiff(Z11)8 + 0,0345 lagdiff(Z11)9
              - 0,144 lagdiff(Z11)10 + 0,660 lagdiff(Z11)11
              + 0,280 lagdiff(Z11)12

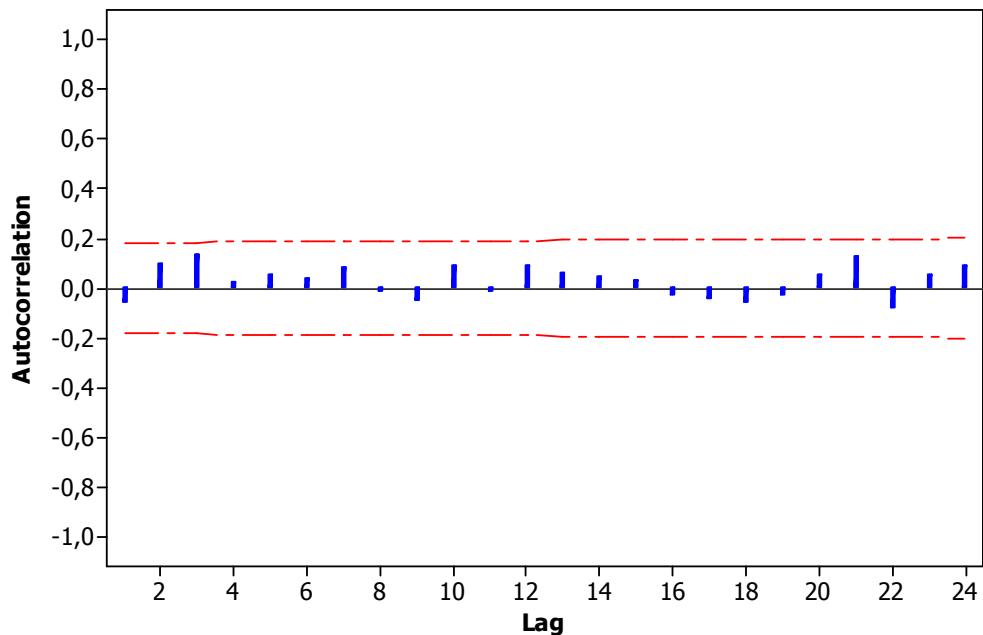
119 cases used, 13 cases contain missing values

 Predictor      Coef    SE Coef      T      P
 Constant       0,2671   0,2759   0,97  0,335
 lag(Z11)1     -0,08752  0,09492  -0,92  0,359
 lagdiff(Z11)1  -0,19000  0,09123  -2,08  0,040
 lagdiff(Z11)2  -0,26167  0,09054  -2,89  0,005
 lagdiff(Z11)3  -0,03915  0,09407  -0,42  0,678
 lagdiff(Z11)4  0,00677  0,09765   0,07  0,945
 lagdiff(Z11)5  -0,05949  0,09782  -0,61  0,544
 lagdiff(Z11)6  0,02492  0,09756   0,26  0,799
 lagdiff(Z11)7  0,06583  0,09778   0,67  0,502
 lagdiff(Z11)8  -0,04047  0,09799  -0,41  0,680
 lagdiff(Z11)9  0,03450  0,09787   0,35  0,725
 lagdiff(Z11)10 -0,14358  0,09362  -1,53  0,128
 lagdiff(Z11)11 0,66004  0,09553   6,91  0,000
 lagdiff(Z11)12 0,28042  0,09845   2,85  0,005

```

LAMPIRAN G (Lanjutan)

Plot ACF Residual:



c. Syntax SAS untuk ADF Seasonal (residual independen)

```
data bi_jatim;
input z1t z2t v1t v2t v3t v4t;
datalines;
1.108 0.862 0 0 0 0
0.985 0.985 0 0 0 0
0.994 0.882 0 0 0 0
...
;
proc arima data=bi_nasional;
identify var=z1t stationarity=(adf=(2) dlag=12)
```

Type	Lags	Rho	Pr < Rho	Tau	Pr < Tau
Zero Mean	2	-61.2276	0.0008	-6.08	<.0001
Single Mean	2	-61.2347	0.0013	-6.06	<.0001

LAMPIRAN G (Lanjutan)

d. ADF Seasonal di Minitab (residual yang independen)

```
The regression equation is  
Wt1=Diff12(Z1t) = - 0.0026 - 0.749 Wt1-1 - 0.532 Wt1-2  
117 cases used, 15 cases contain missing values  

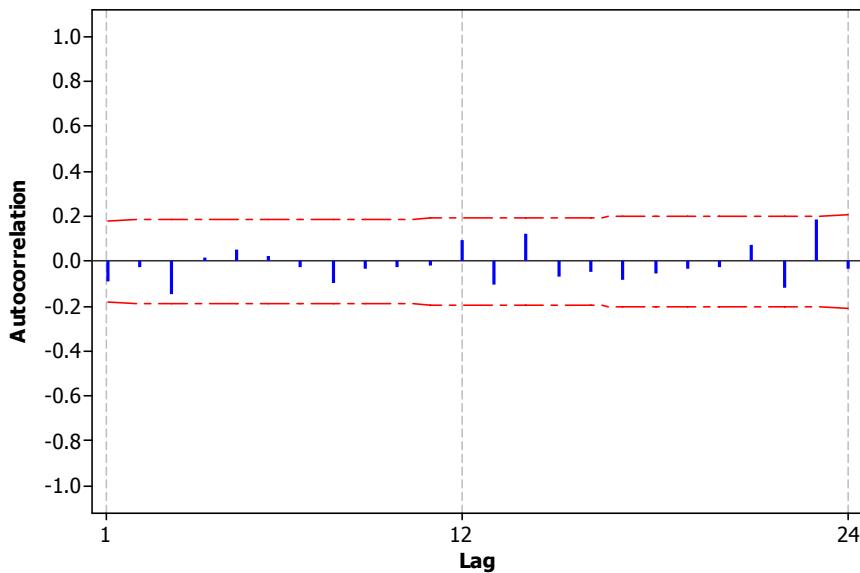

| Predictor | Coef     | SE Coef | T     | P     |
|-----------|----------|---------|-------|-------|
| Constant  | -0.00262 | 0.03977 | -0.07 | 0.948 |
| Wt1-1     | -0.74909 | 0.07936 | -9.44 | 0.000 |
| Wt1-2     | -0.53174 | 0.07945 | -6.69 | 0.000 |

  
The regression equation is  
et1 = 0.0039 - 0.523 X1t + 0.0381 Wt1-1 - 0.0063 Wt1-2  
117 cases used, 15 cases contain missing values  


| Predictor | Coef     | SE Coef | T     | P     |
|-----------|----------|---------|-------|-------|
| Constant  | 0.00393  | 0.03471 | 0.11  | 0.910 |
| X1t       | -0.52337 | 0.08642 | -6.06 | 0.000 |
| Wt1-1     | 0.03813  | 0.06954 | 0.55  | 0.585 |
| Wt1-2     | -0.00629 | 0.06935 | -0.09 | 0.928 |


```

Plot ACF Residual:



LAMPIRAN G (Lanjutan)

e. Syntax SAS untuk Identifikasi Orde Awal VARI-X

```
data bi_nasional;
input z1t z2t v1t v2t v3t v4t;
datalines;
3.133 2.365 0      0      0      0
2.755 2.629 0      0      0      0
2.764 2.378 0      0      0      0
2.858 2.806 0      0      0      0
...
;
proc varmax data=bi_nasional printall lagmax=48;
model z1t z2t = v1t v2t v3t v4t/ dify=(1) noint minic=(p=12 q=0);
run;
```

f. Syntax SAS untuk Estimasi VARI-X

```
data bi_nasional;
input z1t z2t v1t v2t v3t v4t;
datalines;
3.133 2.365 0      0      0      0
2.755 2.629 0      0      0      0
2.764 2.378 0      0      0      0
2.858 2.806 0      0      0      0
...
;
proc varmax data=bi_nasional printall lagmax=48;
model z1t z2t = v1t v2t v3t v4t/ p=11 xlag=2 dify=(1) noint minic=(p=12
q=0);
restrict XL(2,2,4)=0, AR(9,1,2)=0, XL(0,2,4)=0, XL(2,1,1)=0,
XL(1,1,4)=0, XL(1,2,3)=0, XL(0,2,3)=0, AR(7,1,1)=0, AR(8,1,2)=0,
AR(6,1,1)=0, XL(2,2,2)=0, XL(0,1,4)=0, XL(0,1,3)=0, XL(2,2,1)=0,
XL(2,1,3)=0, AR(8,1,1)=0, AR(9,1,1)=0, AR(10,1,1)=0, XL(0,1,2)=0,
XL(0,1,1)=0, AR(5,1,1)=0, XL(2,2,3)=0, XL(1,2,4)=0, XL(1,2,2)=0,
AR(11,1,1)=0, AR(6,1,2)=0, XL(2,1,2)=0, AR(7,1,2)=0;
output out=HASILNAS;
run;
```

LAMPIRAN G (Lanjutan)

g. Syntax SAS untuk Cek Asumsi *White Noise* VARI-X

```
data bi_nasional;
input z1t z2t v1t v2t v3t v4t;
datalines;
3.133 2.365 0      0      0      0
2.755 2.629 0      0      0      0
2.764 2.378 0      0      0      0
2.858 2.806 0      0      0      0
...
;
proc varmax data=bi_nasional printall lagmax=48;
model z1t z2t = v1t v2t v3t v4t/ p=11 xlag=2 dify=(1) noint minic=(p=12 q=0);
restrict XL(2,2,4)=0, AR(9,1,2)=0, XL(0,2,4)=0, XL(2,1,1)=0,
XL(1,1,4)=0, XL(1,2,3)=0, XL(0,2,3)=0, AR(7,1,1)=0, AR(8,1,2)=0,
AR(6,1,1)=0, XL(2,2,2)=0, XL(0,1,4)=0, XL(0,1,3)=0, XL(2,2,1)=0,
XL(2,1,3)=0, AR(8,1,1)=0, AR(9,1,1)=0, AR(10,1,1)=0, XL(0,1,2)=0,
XL(0,1,1)=0, AR(5,1,1)=0, XL(2,2,3)=0, XL(1,2,4)=0, XL(1,2,2)=0,
AR(11,1,1)=0, AR(6,1,2)=0, XL(2,1,2)=0, AR(7,1,2)=0;
output out=HASILNAS;
run;
proc varmax data=HASILNAS printall lagmax=48;
model RES1 RES2/p=11 xlag=2 noint minic=(p=12 q=0);
run;
data HASILNAS;
set HASILNAS;
r1=RES1*RES1;
r2=RES2*RES2;
run;
proc varmax data=HASILNAS printall lagmax=48;
model r1 r2/ minic=(p=12 q=0);
run;
```

LAMPIRAN G (Lanjutan)

h. Syntax SAS untuk Cek Efek GARCH Multivariat VARI-X

```
data bi_nasional;
input z1t z2t v1t v2t v3t v4t;
datalines;
3.133 2.365 0      0      0      0
2.755 2.629 0      0      0      0
2.764 2.378 0      0      0      0
2.858 2.806 0      0      0      0
...
;
proc varmax data=bi_nasional printall lagmax=48;
model z1t z2t = v1t v2t v3t v4t/ p=11 xlag=2 dify=(1) noint minic=(p=12 q=0);
restrict XL(2,2,4)=0, AR(9,1,2)=0, XL(0,2,4)=0, XL(2,1,1)=0,
XL(1,1,4)=0, XL(1,2,3)=0, XL(0,2,3)=0, AR(7,1,1)=0, AR(8,1,2)=0,
AR(6,1,1)=0, XL(2,2,2)=0, XL(0,1,4)=0, XL(0,1,3)=0, XL(2,2,1)=0,
XL(2,1,3)=0, AR(8,1,1)=0, AR(9,1,1)=0, AR(10,1,1)=0, XL(0,1,2)=0,
XL(0,1,1)=0, AR(5,1,1)=0, XL(2,2,3)=0, XL(1,2,4)=0, XL(1,2,2)=0,
AR(11,1,1)=0, AR(6,1,2)=0, XL(2,1,2)=0, AR(7,1,2)=0;
output out=HASILNAS;
run;
proc varmax data=HASILNAS printall lagmax=48;
model RES1 RES2/p=11 xlag=2 noint minic=(p=12 q=0);
run;
data HASILNAS;
set HASILNAS;
r1=RES1*RES1;
r2=RES2*RES2;
run;
proc varmax data=HASILNAS printall lagmax=48;
model r1 r2/ minic=(p=12 q=0);
run;
```

i. Syntax SAS untuk Uji ARCH/GARCH Univariat VARI-X

```
data resinas;
input e1t e2t;
datalines;
0.107284307 -0.062951104
0.136528043 -0.223843551
-0.271762229 0.006744731
0.015557603 0.2789415
-0.098742139 -0.238813413
...
;
proc autoreg data=resinas;
model e1t=/archtest noint;
model e1t=/noint garch=(q=1,p=1);
output out=r cev=vhat;
run;
```

LAMPIRAN G (Lanjutan)

- j. Syntax SAS untuk Memunculkan Ramalan *Out-sample* VARI-X

```
data bi_nasional;
input z1t z2t v1t v2t v3t v4t;
datalines;
3.133 2.365 0      0      0      0
2.755 2.629 0      0      0      0
2.764 2.378 0      0      0      0
2.858 2.806 0      0      0      0
...
.      .      0      0      0      0
.      .      0      0      0      0
.      .      0      0      0      0
.      .      0      0      0      0
.      .      0      0      0      0
.      .      0      0      0      0
.      .      0      0      0      1
.      .      0      0      0      0
.      .      0      0      0      0
.      .      0      0      0      0
.      .      0      0      0      0
.      .      0      0      0      0
.      .      0      0      0      0
.      .      0      0      0      0
;
proc varmax data=bi_nasional printall lagmax=48;
model z1t z2t = v1t v2t v3t v4t/ p=11 xlag=2 dify=(1) noint minic=(p=12
q=0);
restrict XL(2,2,4)=0, AR(9,1,2)=0, XL(0,2,4)=0, XL(2,1,1)=0,
XL(1,1,4)=0, XL(1,2,3)=0, XL(0,2,3)=0, AR(7,1,1)=0, AR(8,1,2)=0,
AR(6,1,1)=0, XL(2,2,2)=0, XL(0,1,4)=0, XL(0,1,3)=0, XL(2,2,1)=0,
XL(2,1,3)=0, AR(8,1,1)=0, AR(9,1,1)=0, AR(10,1,1)=0, XL(0,1,2)=0,
XL(0,1,1)=0, AR(5,1,1)=0, XL(2,2,3)=0, XL(1,2,4)=0, XL(1,2,2)=0,
AR(11,1,1)=0, AR(6,1,2)=0, XL(2,1,2)=0, AR(7,1,2)=0;
output out=HASILNAS1;
run;
proc export data=WORK.HASILNAS1
outfile='D:\HASILNAS1.xls'
dbms=excel
replace;
run;
```

LAMPIRAN G (Lanjutan)

- k. Syntax R untuk Estimasi Model CCC-MGARCH Nasional

```
a<-c(0.0175, 0.0693)
A<-diag(c(0.6612, 0.0563))
B<-diag(c(0.2727, 0.0613))
R<-matrix(c(1.0, -0.194, -0.194, 1.0),2,2)
data<-read.table("D://resinas.txt",header=FALSE)
data.ccc=as.matrix(data,ncol=120)
inia<-a
iniA<-A
iniB<-B
iniR<-R
dvar<-data.ccc
ccc.results<-eccc.estimation(inia, iniA, iniB, iniR, dvar, model="diagonal")
ccc.results$out
ccc.results$std.resid
ccc.results$h
stationarity(A,B)
```

- l. Syntax R untuk Memperoleh $\mathbf{H}_t^{1/2}$

```
m<-matrix(c(0.09002025,-0.017348736,-0.017348736,0.07864277),2,2)
chol(m)
```

(halaman ini sengaja dikosongkan)

BAB V

KESIMPULAN DAN SARAN

5.1 Kesimpulan

Berdasarkan analisa yang telah dilakukan pada Bab IV didapatkan kesimpulan sebagai berikut.

1. Pergerakan *inflow* dan *outflow* di tingkat Nasional memiliki pola yang meningkat di tahun 2003 sampai 2006, kemudian menurun dan stabil di akhir 2006 sampai 2010 dan kembali mengkat di tahun 2010 hingga 2014. Pergerakan *inflow* dan *outflow* di tingkat Jawa Timur memiliki pola yang meningkat tahun 2003 hingga 2006, kemudian menurun dan stabil di tahun 2007 sampai pertengahan 2011, dan meningkat kembali di pertengahan tahun 2011 hingga 2014. Diagram batang menunjukkan bahwa pergerakan *inflow* dan *outflow* dipengaruhi oleh minggu terjadinya bulan hari raya Idul Fitri.
2. Model VARI-X terbaik yang dihasilkan pada tingkat Nasional dan Jawa Timur adalah model VARI-X(11,1,2). Hasil dari model VARI-X sesuai dengan karakteristik *input* pada statistika deskriptif. Nilai MAPE yang diperoleh adalah:
 - a. MAPE data *in-sample* pada tingkat Nasional adalah sebesar 22,26% untuk *inflow* dan 21,99% untuk *outflow*. Untuk data *out-sample* diperoleh nilai MAPE sebesar 25,58% untuk *inflow* dan 20,32% untuk *outflow*.
 - b. Pada tingkat Jawa Timur diperoleh MAPE data *in-sample* sebesar 34,68% untuk *inflow* dan 55,99% untuk *outflow*, sementara data *out-sample* memiliki nilai MAPE sebesar 21,54% untuk *inflow* dan 20,25% untuk *outflow*.
3. Model Gabungan adalah model yang menggunakan ramalan titik model VARI-X dengan toleransi model CCC-MGARCH(1,1). Hasil perbandingan ramalan *out-sample* antara model VARI-X dan model Gabungan menunjukkan bahwa :
 - a. Interval konfidensi *inflow* dan *outflow* model Gabungan memiliki *range* yang lebih sempit daripada model VARI-X.
 - b. Pada *inflow* di tingkat Nasional dan Jawa Timur terdapat 1 data yang keluar interval konfidensi model VARI-X maupun model Gabungan.

- c. Pada *outflow* di tingkat Nasional tidak terdapat data yang keluar interval konfidensi model VARI-X maupun CCC-MGARCH. Sementara pada tingkat Jawa Timur terdapat 1 data yang keluar interval konfidensi model Gabungan, yaitu *outflow* bulan Juli 2014. Meskipun demikian nilai batas konfidensi atas model Gabungan lebih mendekati nilai *outflow* bulan Juli 2014 dibandingkan nilai batas konfidensi atas model VARI-X.

Model Gabungan memiliki ramalan interval yang lebih baik dibandingkan model VARI-X karena memiliki interval konfidensi yang lebih sempit dan jumlah data yang keluar batas interval tidak berbeda.

4. Peramalan 1 tahun ke depan menggunakan model Gabungan. Hasil ramalan menunjukkan bahwa :

- Inflow* tertinggi jatuh pada satu bulan setelah hari raya Idul Fitri sebesar 56,173 miliar dengan batas konfidensi bawah sebesar 30,371 miliar dan batas konfidensi atas sebesar 103,897 miliar untuk Nasional. Untuk Jawa Timur diperoleh ramalan *inflow* sebesar 4,716 miliar dengan batas konfidensi bawah sebesar 2,996 miliar dan batas konfidensi atas sebesar 7,064 miliar.
- Outflow* tertinggi berada pada bulan terjadinya hari raya Idul Fitri. Pada tingkat Nasional diperoleh ramalan *outflow* sebesar 130,355 miliar dengan batas konfidensi bawah 82,075 miliar dan batas konfidensi atas sebesar 207,033 miliar. Sementara pada tingkat Jawa Timur diperoleh ramalan *outflow* sebesar 6,538 miliar dengan batas konfidensi bawah 3,846 miliar dan batas konfidensi atas 10,397 miliar.

Hasil ramalan sesuai dengan karakteristik *input* ketika hari raya Idul Fitri jatuh pada minggu ketiga, dimana *inflow* bernilai tinggi pada satu bulan setelah hari raya Idul Fitri dan *outflow* bernilai tinggi pada bulan terjadinya hari raya Idul Fitri.

5.2 Saran

Terdapat beberapa saran yang dapat diberikan dalam penelitian ini, yaitu:

1. Hasil dari model VARI-X dan model Gabungan belum mengakomodasi asumsi residual berdistribusi normal multivariat. Untuk penelitian selanjutnya

dapat digunakan model VARI-X dan model Gabungan dengan tambahan *outlier*.

2. Pada penelitian ini hanya dibatasi CCC-MGARCH(1,1). Untuk penelitian selanjutnya dapat dilakukan perbandingan dengan metode lain seperti model DCC-MGARCH atau model *Conditional Covariance Matrix MGARCH*.

(halaman ini sengaja dikosongkan)

DAFTAR PUSTAKA

- Akal, M. (2015). A VARX Modelling of Energy Intensity Interactions Between China, the United States, Japan, and EU. *Organization of the Petroleum Exporting Countries (OPEC Energy Reviews)*, 103-124.
- Alva, J. V., & Estrada, E. G. (2009). A Generalization of Shapiro-Wilk's Test for Multivariate Normality. *Communications in Statistics-Theory and Methods*, 38, 1870-1883.
- Bank Indonesia. (2013). Dipetik Agustus 9, 2015, dari Bank Indonesia: <http://www.bi.go.id/id/publikasi/laporantahunan/perekonomian/Documents/LPI%202013%20ID%20-%20Bagian>
- Bank Indonesia. (2015, Februari 18). Dipetik Maret 27, 2015, dari Bank Indonesia: <http://www.bi.go.id/id/publikasi/kajian-ekonomiregional/jatim/Pages/Kajian-Ekonomi-KeuanganRegional-Jawa-Timur-Triwulan-IV-2014.aspx>
- Bank Indonesia. (2008). *Laporan Perekonomian Indonesia 2007*. Jakarta
- Bank Indonesia. (2009). *Laporan Perekonomian Indonesia 2008*. Jakarta
- Bank Indonesia. (2010). *Laporan Perekonomian Indonesia 2009*. Jakarta
- Bank Indonesia. (2011). *Laporan Perekonomian Indonesia 2010*. Jakarta
- Bank Indonesia. (2013). *Laporan Perekonomian Indonesia 2012*. Jakarta
- Bank Indonesia. (2013). Manager Divisi Statistik Moneter dan Fiskal Bank Indonesia: Inflow, Outflow, dan Netflow. Jakarta.
- Bank Indonesia. (2012, April 26). *Sistem Pembayaran*. Dipetik Agustus 9, 2015, dari Bank Indonesia: <http://www.bi.go.id/id/publikasi/sistempembayaran/perkembangan/Default.aspx>
- Billio, M. (2004). Flexible Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH Models for Asset Allocation. *Applied Financial Economics Letters*, 1-14.
- Bollerslev, T. (1990). Modelling the Coherence Short-run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model. *The Review of Economics and Statistics* (72), 498-505.
- Bowerman, B. L., & O'Connell, R. (1993). *Forecasting and the Time Series*. California: Duxbury Press.
- De Gooijer, J. G., & Hyndman, R. J. (2006). 25 years of time series. *International Journal Forecasting* (22), 443-473.
- Enders, W. (2004). *Applied Economic Time Series*. New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Engle, R. F. (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation. *Econometrica*, Vol. 50, No. 4, 987-1007.
- Franke, J., Hardle, W., & Hafner, C. (2005). *Introduction to Statistics of Financial Markets*.
- Gujarati, D. N. (2004). *Basic Econometrics, Fourth Edition*. New York: The McGraw-Hill Companies.

- Hartman, J., & Wiklander, O. (2012). *Evaluating Forecast from the GARCH (1,1)*. Uppsala University.
- Hurvich, C. M., & Tsai, C.-L. (1989). Regression and Time Series Model Selection in Small Samples. *Biometrika*, Vol. 76, No. 2, 297-307.
- Hyndman, R. J., & Koehler, A. B. (2006). Another Look at Measures of Forecast Accuracy. *International Journal of Forecasting*, 22 (4), 679-688.
- Karomah, A., & Suhartono. (2014). Peramalan Netflow Uang Kartal dengan Model Variasi Kalender dan Autoregressive Distributed Lag (ARDL). *Jurnal Sains dan Seni POMITS*, 3, 2337-3520.
- Kompasiana. (2010, Desember 2010). *Catatan Perekonomian Indonesia 2010*. Dipetik Juni 14, 2016, dari Kompasiana: http://www.kompasiana.com/saripoenya/catatan-perekonomian-indonesia-2010_55005cafa33311ef6f510d52
- Lembaga Negara Republik Indonesia. (1999). Undang- Undang Republik Indonesia Nomor 23 Tahun 1999. Jakarta.
- Liu, X., Wang, C., & Wei, Y. (2001). Causal Link Between Foreign Direct Investment and Trade in China. *China Economic Review*, 190-202.
- Lorek, K. S. (2014). Trend in Statistically Based Quaterly Cash-flow Prediction Models. *Accounting Forum* (38), 145-151.
- Ludosean, B. (2012). A VAR Analysis of the Connection Between FDI and Economic Growth in Romania. *Theoretical and Applied Economics* (10), 575.
- Lutkepohl, H. (2005). *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Germany: Springer-Verlag Berlin Heidelberg.
- Makridakis, S. (1993). Accuracy Measures : Theoretical and Practical Concerns. *International Journal of Forecasting* (9), 527-529.
- Minović, J., & Simeunović, I. (2008). Applying MGARCH Models in Finance. *Financial Systems Integration of Balkan Countries in the European Financial System*, 133.
- Nakatani, T., & Terasvirta, T. (2009). Testing for Volatility Interactions in te Constant Conditional Correlation GARCH Model. *Econometrics Journal*, 12, 147-163.
- Oh, C.-O. (2005). Contribution of Tourism Development to Economic Growth in the Korea Economy. *Tourism Management* (26), 39-44.
- Orskaug, E. (2009). *Multivariate DCC-GARCH Model-WIth Various Error Distributions*. Tesis. Norway: Norwegian Computing Center.
- Tiao, G. C., & Box, G. E. P. (1981). Modelling Multiple Time Series with Applications. *Journal of the American Statistical Association*, 76 (376), 802-816.
- Tsay, R. S. (2005). *Analysis of Financial Time Series*. Canada: John Wiley & Sons, Inc.
- Tsay, R. S. (2002). *Analysis of Financial Time Series: Financial Econometrics*. Canada: John Wiley & Sons, Inc.
- Tsui, A., & Yu, Q. (1999). Constant Conditional Correlation in a Bivariate GARCH Model. *Mathematics and Computers in Simulation*, 48, 503-509.

Wei, W. W. S. (2006). *Time Series Analysis: Univariate and Multivariate Methods, 2nd Edition*. New York: Pearson.

Zivot, E., & Wang, J. (2006). Vector Autoregressive Models for Multivariate Time Series. Dalam *Modeling Financial Time Series with S-Plus*. USA: Springer.

(halaman ini sengaja dikosongkan)

BIODATA PENULIS



Penulis dengan nama lengkap Lela Devi Meylina lahir di Bojonegoro pada tanggal 26 Mei 1992 dari pasangan Basuki Yuwono dan Wiwik Dwi Sulistyowati. Penulis merupakan anak kedua dari dua bersaudara. Penulis menempuh pendidikan formal yaitu di SD Negeri Mojodeso 2, SMP Negeri 1 Bojonegoro, dan SMA Negeri 1 Bojonegoro. Penulis diterima di Jurusan Statistika Institut Teknologi Sepuluh Nopember pada tahun 2010 melalui jalur SNMPTN dengan NRP 1310 100 099. Selama berada di bangku kuliah, penulis pernah mengikuti berbagai kegiatan pengembangan diri. Penulis pernah menjabat sebagai Kepala Biro Forum dan Komunikasi HIMASTA ITS 2012/2013. Penulis melanjutkan studi program Magister di Jurusan Statistika ITS pada tahun 2014 dengan NRP 1314 201 033. Motto hidup dari penulis adalah *Do with Basmallah*. Penulis dapat dihubungi melalui email lela.meylina@gmail.com.