



TESIS - SS14 2501

**PENERAPAN METODE VARI-X DAN DCC-MGARCH  
DENGAN MELIBATKAN VARIASI KALENDER  
UNTUK PEMODELAN DAN PERAMALAN  
*INFLOW DAN OUTFLOW UANG KARTAL***

MERISKA APRILIADARA  
NRP. 1314 201 034

DOSEN PEMBIMBING  
Dr. Suhartono, M.Sc  
Dr.rer.pol. Dedy Dwi Prastyo, M.Si

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



THESIS - SS14 2501

# VARI-X AND DCC-MGARCH METHODS WITH CALENDAR VARIATION FOR CURRENCY INFLOW AND OUTFLOW MODELING AND FORECASTING

MERISKA APRILIADARA  
NRP. 1314 201 034

SUPERVISOR  
Dr. Suhartono, M.Sc  
Dr.rer.pol. Dedy Dwi Prastyo, M.Si

MAGISTER PROGRAM  
DEPARTEMENT OF STATISTICS  
FACULTY OF MATHEMATICS AND NATURAL SCIENCES  
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER  
SURABAYA  
2016

**PENERAPAN METODE VARI-X DAN DCC-MGARCH  
DENGAN MELIBATKAN VARIASI KALENDER UNTUK PEMODELAN  
DAN PERAMALAN INFLOW DAN OUTFLOW UANG KARTAL**

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

di  
**Institut Teknologi Sepuluh Nopember**  
Oleh :

**MERISKA APRILIADARA**  
**NRP. 1314201034**

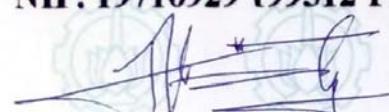
Tanggal Ujian : **21 Juli 2016**  
Periode Wisuda : **September 2016**

Disetujui oleh :



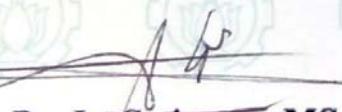
1. **Dr. Suhartono, M.Sc**  
NIP. 19710929 199512 1 001

(Pembimbing I)



2. **Dr. rer.pol. Dedy Dwi Prastyo, M.Si**  
NIP. 19831204 200812 1 002

(Pembimbing II)



3. **Dr. Ir. Setiawan, MS**  
NIP. 19601030 198701 1 001

(Penguji)

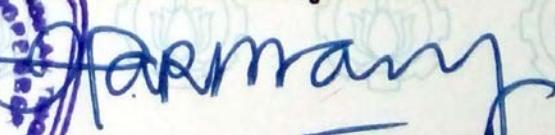


4. **Dr. Purhadi, M.Sc**  
NIP. 19620204 198701 1 001

(Penguji)



**Direktur Pascasarjana ITS**

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

## KATA PENGANTAR

Puji syukur penulis panjatkan kepada Allah SWT atas rahmat dan karunia-Nya kepada penulis, serta sholawat kepada Nabi Muhammad SAW sehingga penulis dapat menyelesaikan Tesis dengan judul “Penerapan Metode VARI-X dan DCC-MGARCH dengan Melibatkan Variasi Kalender untuk Pemodelan dan Peramalan *Inflow* dan *Outflow* Uang Kartal”.

Keberhasilan dalam penyelesaian Tesis ini tidak lepas dari bantuan, arahan, bimbingan, serta dukungan dari berbagai pihak. Untuk itu, penulis tidak lupa menyampaikan ucapan terima kasih sebesar-besarnya kepada:

1. Bapak Dr. Suhartono, M.Sc selaku Ketua Jurusan Statistika-FMIPA ITS Surabaya dan dosen pembimbing Tesis yang telah sabar memberikan pengarahan, saran, dan semangat kepada penulis untuk menyelesaikan Tesis ini.
2. Bapak Dr.rer.pol Dedy Prastyo, M.Si selaku dosen Co-pembimbing Tesis yang telah sabar memberikan pengarahan, saran, dan semangat kepada penulis untuk menyelesaikan Tesis ini.
3. Bapak Dr. Setiawan, MS dan Bapak Dr. Purhadi, M.Sc selaku dosen penguji. Bapak Dr. Agus Suharsono, MS selaku dosen wali dari penulis.
4. Pemerintah, pimpinan Dikti, dan Direktur Pascasarjana ITS, Bapak Prof. Ir. Djauhar Manfaat, M.Sc, Ph.D melalui beasiswa *fresh graduate* yang telah mendukung penulis untuk menyelesaikan studi Magister di Statistika ITS.
5. Bapak Drs. Iis Herisman, M.Sc dan Ibu Yuyu Yuhana, orang tua tercinta atas segala motivasi, doa, pengorbanan, dan kasih sayang yang selalu diberikan kepada penulis. Serta Aa, Dede, Ena, Abong, dan Umi yang selalu memberikan motivasi dan mendengarkan segala keluh dan kesah.
6. Spesial untuk teman seperjuangan selama 2 tahun menjalani studi S2 di Statistika ITS, Lela D.M., Sulistya U.R.S., Renny E.W., Muktar R.S., dan I Gede Surya A.P. untuk kebersamaan, tempat berbagi, dan berjuang bersama selama ini. Semoga kita semua semakin sukses di masa depan dan selalu dilimpahkan kebahagiaan.
7. Teman-teman Magister Statistika 2014, terima kasih untuk kebersamaannya menjalani perkuliahan dan berbagi ilmu selama ini.

8. Sahabat-sahabat terbaikku (Ani, Rachma, Nidya, Sandra, Maries, Sharfina, Nana, Weny, dan Percepatan Angkatan 2008 SMAN 1 Surabaya) terima kasih atas dukungan dan motivasinya.
9. Serta semua pihak yang turut berjasa dan tidak dapat disebutkan satu per satu.

Penulis menyadari sepenuhnya bahwa penyusunan Tesis ini masih jauh dari kesempurnaan, kritik maupun saran yang sifatnya membangun sangat diharapkan sebagai masukan dalam penelitian selanjutnya. Semoga penelitian ini bermanfaat bagi pembaca.

Surabaya, Juli 2016

Penulis

# **Penerapan Metode VARI-X dan DCC-MGARCH dengan Melibatkan Variasi Kalender untuk Pemodelan dan Peramalan *Inflow* dan *Outflow* Uang Kartal**

Nama mahasiswa : Meriska Apriliadara  
NRP : 1314 201 034  
Pembimbing : Dr. Suhartono, M.Sc  
Co-Pembimbing : Dr.rer.pol. Dedy Dwi Prastyo, M.Si

## **ABSTRAK**

*Time series* banyak ditemukan pada kasus ekonomi, bisnis, teknik, ilmu-ilmu alam khususnya geofisika dan meteorologi, dan ilmu-ilmu sosial. Pada peramalan *time series* dalam bidang ekonomi, banyak permasalahan ekonomi dengan perubahan volatilitas yang bervariasi dari waktu ke waktu seperti harga saham, inflasi, peredaran uang dan sebagainya. Fenomena ini disebut dengan heteroskedastisitas yaitu varians yang berfluktuasi, sehingga asumsi varians konstan tidak dapat lagi digunakan. Maka dari itu, penelitian mengenai pemodelan dan peramalan uang kartal ini akan menerapkan dua basis *time series* yaitu basis rata-rata dan varians. *Time series* basis rata-rata menggunakan metode VARI-X (dengan tambahan variabel *dummy* hari raya Idul Fitri) dan *time series* basis varians menggunakan metode pengembangan dari GARCH yaitu DCC-MGARCH. Hasil dari pemodelan VARI-X antara lain terdapat hubungan saling mempengaruhi antara *inflow* dan *outflow* pada tingkat Nasional maupun Provinsi DKI Jakarta, serta pergerakan *inflow* dan *outflow* dipengaruhi juga oleh minggu terjadinya bulan hari raya Idul Fitri. Secara umum dapat dinyatakan bahwa masyarakat Indonesia cenderung membelanjakan uang pada saat dan satu bulan sebelum hari raya Idul Fitri dengan kata lain jumlah *outflow* akan meningkat, sementara pada saat satu bulan setelah hari raya Idul Fitri masyarakat cenderung menabungkan kembali uang mereka ke Bank atau dapat dikatakan jumlah *inflow* akan meningkat. Kemudian hasil dari pemodelan DCC-MGARCH(1,1) yang menghasilkan ramalan varians, digunakan untuk peramalan *interval*. Peramalan *interval* menggunakan hasil dari model DCC-MGARCH(1,1) mempunyai *range* yang lebih sempit dibandingkan dengan peramalan *interval* menggunakan varians *error* dari model VARI-X. Untuk peramalan titik, pada peramalan *inflow* di tingkat Nasional akan menghasilkan ramalan yang baik hingga 2 bulan ke depan dengan nilai RMSE sebesar 10,455 sementara *outflow* akan menghasilkan ramalan yang baik hingga 5 bulan ke depan dengan nilai RMSE sebesar 9,197. Untuk tingkat Provinsi DKI Jakarta diperoleh bahwa pada *inflow* maupun *outflow* akan menghasilkan ramalan yang baik hingga 4 bulan ke depan dengan nilai RMSE masing-masing sebesar 1,974 dan 4,029.

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

*(Halaman Ini Sengaja Dikosongkan)*

# **VARI-X and DCC-MGARCH Methods with Calendar Variation for Currency Inflow and Outflow Modeling and Forecasting**

Student Name : Meriska Apriliadara  
NRP : 1314 201 034  
Supervisor : Dr. Suhartono, M.Sc  
Co-Supervisor : Dr.rer.pol. Dedy Dwi Prastyo, M.Si

## **ABSTRACT**

Time series are found in the case of economics, business, engineering, natural sciences, especially geophysics and meteorology, and social sciences. Many economic problems have volatility cases, such as stock price, inflation, money supply, etc. This phenomenon is called heteroscedasticity, which is fluctuating variance. Based on volatility case, so assuming constant variance can no longer be used. Therefore, currency modeling and forecasting in this research will apply two base time series, there are mean and variance base. Time series on mean using VARI-X model with Eid Fitri effect, and time series on variance using development of GARCH ie DCC-MGARCH. The result of VARI-X model, there is an interaction between inflow and outflow at the National and Jakarta level, as well as the week in the month of Eid Fitri is also influence the movement of inflow and outflow. In general, people tend to spent more money in the month when the Eid Fitri happens and one month before or we can called that the amount of inflow increases, while in the month after Eid Fitri people tend to save their money in the Bank or we can said that the amount of outflow increases. Then the results of DCC-MGARCH(1,1) to get forecast of variance. Forecasting interval using the results of DCC-MGARCH model has a smaller range than using error variance from VARI-X model. For forecasting point, inflow forecast in Nasional will be good forecast until 2 month ahead with RMSE value as much as 10,455, and outflow forecast in Nasional will be good forecast until 5 month ahead with RMSE value is 9,197. In Jakarta level, inflow and outflow forecast will be good forecast until 4 month ahead with RMSE value as much as 1,974 and 4,029, respectively.

**Keywords :** VARI-X, DCC-MGARCH, inflow, outflow, Eid Fitri

*(Halaman Ini Sengaja Dikosongkan)*

## DAFTAR ISI

	Halaman
<b>HALAMAN JUDUL .....</b>	i
<b>LEMBAR PENGESAHAN .....</b>	iii
<b>ABSTRAK .....</b>	v
<b>ABSTRACT .....</b>	vii
<b>KATA PENGANTAR.....</b>	ix
<b>DAFTAR ISI.....</b>	xi
<b>DAFTAR TABEL .....</b>	xiii
<b>DAFTAR GAMBAR.....</b>	xv
<b>DAFTAR LAMPIRAN .....</b>	xvii
 <b>BAB I PENDAHULUAN.....</b>	1
1.1 Latar Belakang .....	1
1.2 Rumusan Masalah.....	5
1.3 Tujuan Penelitian .....	6
1.4 Manfaat Penelitian .....	6
1.5 Batasan Masalah .....	7
 <b>BAB II TINJAUAN PUSTAKA .....</b>	9
2.1 Tinjauan Statistika .....	9
2.1.1 Stasioneritas Data <i>Time Series</i> .....	9
2.1.1.1 Transformasi Box-Cox.....	9
2.1.1.2 Uji <i>Augmented Dickey Fuller</i> (ADF).....	10
2.1.2 Model <i>Vector Autoregressive Integrated with Exogenous Variable</i> (VARI-X) .....	13
2.1.2.1 Estimasi Parameter Model VARI-X .....	17
2.1.2.2 Identifikasi Model VARI-X .....	19
2.1.2.3 <i>Corrected Akaike's Information Criterion</i> (AI <sub>C</sub> c) .....	21
2.1.2.4 Pengujian Signifikansi Parameter Model VARI-X.....	22
2.1.3 Peramalan <i>Interval</i> .....	23
2.1.4 Model DCC-MGARCH.....	24
2.1.4.1 Estimasi Parameter Model DCC-MGARCH .....	27
2.1.4.2 Peramalan Pada Model DCC-MGARCH .....	30
2.1.5 Uji Asumsi Kebaikan Model .....	31
2.1.6 Ukuran Kebaikan Model.....	33
2.2 Tinjauan Non Statistika.....	33

<b>BAB III METODOLOGI PENELITIAN.....</b>	<b>35</b>
3.1 Sumber Data .....	35
3.2 Variabel Penelitian .....	35
3.3 Langkah Analisis .....	37
<b>BAB IV ANALISIS DAN PEMBAHASAN.....</b>	<b>43</b>
4.1 Karakteristik Peredaran Uang Kartal Bank Indonesia.....	43
4.2 Pemodelan VARI-X <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> Uang Kartal Bank Indonesia	49
4.3 Pemodelan DCC-MGARCH <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> Uang Kartal Bank Indonesia.....	73
4.4 Peramalan Bulanan <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> Uang Kartal Bank Indonesia .	84
<b>BAB V KESIMPULAN DAN SARAN.....</b>	<b>93</b>
5.1 Kesimpulan .....	93
5.2 Saran .....	94
<b>DAFTAR PUSTAKA .....</b>	<b>95</b>
<b>LAMPIRAN .....</b>	<b>99</b>
<b>BIODATA PENULIS .....</b>	<b>127</b>

## DAFTAR TABEL

	Halaman
<b>Tabel 2.1</b> Bentuk Transformasi Box-Cox.....	10
<b>Tabel 2.2</b> Tabel Dickey-Fuller Untuk <i>Random Walk</i> .....	12
<b>Tabel 2.3</b> Tabel Dickey-Fuller Untuk <i>Drift</i> .....	12
<b>Tabel 2.4</b> Tabel Dickey-Fuller Untuk <i>Trend</i> .....	13
<b>Tabel 3.1</b> Variabel Dummy Hari Raya Idul Fitri.....	36
<b>Tabel 4.1</b> Statistika Deskriptif <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> Uang Kartal .....	44
<b>Tabel 4.2</b> Korelasi <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> .....	48
<b>Tabel 4.3</b> Hasil Plot Box-Cox.....	49
<b>Tabel 4.4</b> Hasil Plot Box-Cox Setelah Transformasi .....	50
<b>Tabel 4.5</b> Pengujian ADF <i>Non-Seasonal</i> .....	51
<b>Tabel 4.6</b> Pengujian ADF <i>Seasonal</i> .....	51
<b>Tabel 4.7</b> Nilai AICc .....	52
<b>Tabel 4.8</b> Estimasi Parameter Model Terbaik VARI-X Tingkat Nasional.....	55
<b>Tabel 4.9</b> Estimasi Parameter Model Terbaik VARI-X Tingkat Provinsi DKI Jakarta .....	56
<b>Tabel 4.10</b> Nilai AICc Residual .....	68
<b>Tabel 4.11</b> Taksiran <i>In-Sample Inflow</i> dan <i>Outflow</i> VARI-X Tingkat Nasional.....	70
<b>Tabel 4.12</b> Taksiran <i>In-Sample Inflow</i> dan <i>Outflow</i> VARI-X Tingkat DKI Jakarta.....	71
<b>Tabel 4.13</b> Ramalan <i>Out-Sample Inflow</i> dan <i>Outflow</i> VARI-X Tingkat Nasional.....	72
<b>Tabel 4.14</b> Ramalan <i>Out-Sample Inflow</i> dan <i>Outflow</i> VARI-X Tingkat Provinsi DKI Jakarta .....	72
<b>Tabel 4.15</b> Hasil Estimasi Tahap Pertama (Nasional).....	74
<b>Tabel 4.16</b> Perwakilan Hasil Estimasi Tahap Kedua (Nasional).....	74
<b>Tabel 4.17</b> Matriks Diagonal Deviasi Standar dan Korelasi Bersyarat (Nasional) .....	76
<b>Tabel 4.18</b> Matriks Kovarians Bersyarat (Nasional) .....	76
<b>Tabel 4.19</b> Ramalan Matriks Diagonal Deviasi Standar dan Korelasi Bersyarat (Nasional).....	77
<b>Tabel 4.20</b> Ramalan Matriks Kovarians Bersyarat.....	77
<b>Tabel 4.21</b> Taksiran <i>In-Sample Inflow</i> dan <i>Outflow</i> dengan Batas <i>Interval</i> DCC-MGARCH Tingkat Nasional.....	81
<b>Tabel 4.22</b> Taksiran <i>In-Sample Inflow</i> dan <i>Outflow</i> dengan Batas <i>Interval</i> DCC-MGARCH Tingkat DKI Jakarta .....	82

<b>Tabel 4.23</b>	Ramalan <i>Out-Sample Inflow</i> dan <i>Outflow</i> dengan Batas <i>Interval</i> DCC-MGARCH Tingkat Nasional .....	83
<b>Tabel 4.24</b>	Ramalan <i>Out-Sample Inflow</i> dan <i>Outflow</i> dengan Batas <i>Interval</i> DCC-MGARCH Tingkat Provinsi DKI Jakarta.....	83
<b>Tabel 4.25</b>	Perbandingan Peramalan <i>Interval (Inflow Nasional)</i> .....	85
<b>Tabel 4.26</b>	Perbandingan Peramalan <i>Interval (Outflow Nasional)</i> .....	86
<b>Tabel 4.27</b>	Perbandingan Peramalan <i>Interval (Inflow DKI Jakarta)</i> .....	87
<b>Tabel 4.28</b>	Perbandingan Peramalan <i>Interval (Outflow DKI Jakarta)</i> .....	88
<b>Tabel 4.29</b>	Perbandingan RMSE Aditif Ramalan $k$ Langkah .....	88
<b>Tabel 4.30</b>	Hasil Ramalan <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> Tingkat Nasional .....	92
<b>Tabel 4.31</b>	Hasil Ramalan <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> Tingkat Provinsi DKI Jakarta .....	92

## DAFTAR GAMBAR

	Halaman
<b>Gambar 3.1</b> Visualisasi dari <i>Time Series Cross-Validation</i> .....	39
<b>Gambar 3.2</b> <i>Time Series Cross-Validation</i> Untuk 1 Langkah ke Depan ..	39
<b>Gambar 3.3</b> <i>Time Series Cross-Validation</i> Untuk 2 Langkah ke Depan ..	39
<b>Gambar 3.4</b> Diagram Alir Penelitian .....	40
<b>Gambar 4.1</b> Plot <i>Time Series Inflow</i> dan <i>Outflow</i> Uang Kartal di Tingkat Nasional (a) (b) dan Provinsi DKI Jakarta (c) (d).....	43
<b>Gambar 4.2</b> Diagram Batang Rata-Rata Bulanan <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> Uang Kartal di Tingkat Nasional (a) dan Provinsi DKI Jakarta (b).....	45
<b>Gambar 4.3</b> Diagram Batang Rata-Rata <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> Menurut Hari Raya Idul Fitri di Tingkat Nasional (a) (b) dan Provinsi DKI Jakarta (c) (d) .....	46
<b>Gambar 4.4</b> Plot Korelasi <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> Tingkat Nasional (a) dan Provinsi DKI Jakarta (b) .....	49
<b>Gambar 4.5</b> Titik-Titik Nilai <i>Lambda</i> , LCL, dan UCL .....	50
<b>Gambar 4.6</b> Plot <i>Time Series</i> Taksiran dan Ramalan <i>Inflow</i> (a) dan <i>Outflow</i> (b) VARI-X (Nasional) .....	68
<b>Gambar 4.7</b> Plot <i>Time Series</i> Taksiran dan Ramalan <i>Inflow</i> (a) dan <i>Outflow</i> (b) VARI-X (DKI Jakarta).....	69
<b>Gambar 4.8</b> Plot MCCF Residual Kuadrat Tingkat Nasional (a) dan Provinsi DKI Jakarta (b) .....	73
<b>Gambar 4.9</b> Plot <i>Time Series</i> Taksiran dan Ramalan <i>Inflow</i> (a) dan <i>Outflow</i> (b) VARI-X dengan Batas <i>Interval</i> DCC-MGARCH (Nasional) .....	78
<b>Gambar 4.10</b> Plot <i>Time Series</i> Taksiran dan Ramalan <i>Inflow</i> (a) dan <i>Outflow</i> (b) VARI-X dengan Batas <i>Interval</i> DCC-MGARCH (DKI Jakarta).....	79
<b>Gambar 4.11</b> Plot <i>Time Series</i> Ramalan <i>Inflow</i> untuk VARI-X (a) dan DCC-MGARCH (b) (Nasional) .....	84
<b>Gambar 4.12</b> Plot <i>Time Series</i> Ramalan <i>Outflow</i> untuk VARI-X (a) dan DCC-MGARCH (b) (Nasional) .....	85
<b>Gambar 4.13</b> Plot <i>Time Series</i> Ramalan <i>Inflow</i> untuk VARI-X (a) dan DCC-MGARCH (b) (DKI Jakarta).....	86
<b>Gambar 4.14</b> Plot <i>Time Series</i> Ramalan <i>Outflow</i> untuk VARI-X (a) dan DCC-MGARCH (b) (DKI Jakarta).....	87
<b>Gambar 4.15</b> Plot RMSE Aditif <i>k</i> Langkah di Tingkat Nasional (a) (b) dan Provinsi DKI Jakarta (c) (d).....	89

<b>Gambar 4.16</b> Plot <i>Time Series</i> Ramalan <i>Inflow</i> (a) dan <i>Outflow</i> (b) Tingkat Nasional .....	90
<b>Gambar 4.17</b> Plot <i>Time Series</i> Ramalan <i>Inflow</i> (a) dan <i>Outflow</i> (b) Tingkat DKI Jakarta.....	91

## DAFTAR LAMPIRAN

	Halaman
<b>LAMPIRAN A</b> Data Inflow dan Outflow di Tingkat Nasional dan Provinsi DKI Jakarta.....	99
<b>LAMPIRAN B</b> <i>Output Korelasi Data Inflow dan Outflow</i> .....	100
<b>LAMPIRAN C</b> Identifikasi Stasioneritas Data di Tingkat Nasional.....	101
<b>LAMPIRAN D</b> Identifikasi Stasioneritas Data di Tingkat Provinsi DKI Jakarta .....	107
<b>LAMPIRAN E</b> Pemodelan DCC-MGARCH di Tingkat Nasional.....	113
<b>LAMPIRAN F</b> Pemodelan DCC-MGARCH di Tingkat Provinsi DKI Jakarta .....	118
<b>LAMPIRAN G</b> Syntax SAS dan <i>R</i> .....	123

*(Halaman Ini Sengaja Dikosongkan)*

## **BAB I**

### **PENDAHULUAN**

#### **1.1 Latar Belakang**

*Time series* atau deret waktu merupakan serangkaian urutan observasi yang dihimpun secara berurutan dalam kurun waktu tertentu. Banyak macam data yang digolongkan sebagai *time series*, seperti jumlah barang yang dikirim dari pabrik yang dicatat setiap bulannya, jumlah kecelakaan di jalan yang dicatat setiap minggunya, pengamatan terhadap hasil proses kimia yang dicatat setiap jamnya, dan sebagainya. *Time series* juga banyak ditemukan pada kasus ekonomi, bisnis, teknik, ilmu-ilmu alam khususnya geofisika dan meteorologi, dan ilmu-ilmu sosial. Sesuatu yang unik dalam *time series* yaitu terdapat dependensi waktu yang artinya observasi pada waktu sekarang berkaitan dengan observasi pada waktu sebelumnya (Box, Jenkins, & Reinsel, 2008:1). Berdasarkan banyaknya variabel yang diamati, peramalan *time series* dibagi menjadi dua yaitu univariat dan multivariat. Berdasarkan linieritas data, analisis *time series* juga dibagi menjadi dua yaitu linier dan non linier. Selain itu, analisis *time series* juga dapat dikelompokkan menjadi *time series* basis rata-rata yang mengasumsikan varians konstan dan *time series* basis varians yang mengasumsikan varians tidak konstan (De Gooijer & Hyndman, 2006).

Pada jurnal yang ditulis oleh De Gooijer dan Hyndman (2006), mulai tahun 1980 hingga 2005 telah banyak ilmuwan/peneliti yang mengembangkan peramalan *time series*. Pada 25 tahun yang lalu, *exponential smoothing* merupakan metode ekstrapolasi pada *time series* univariat, dimana sering digunakan dalam bidang bisnis dan industri, namun perkembangannya tidak begitu bagus. Selanjutnya, perubahan awal dari *time series* ditunjukkan pada abad ke-19, dimana Yule (1927) dalam De Gooijer dan Hyndman (2006) memperkenalkan gagasan bahwa setiap *time series* dapat dianggap sebagai proses stokastik. Berdasarkan gagasan sederhana tersebut, metode *time series* telah banyak dikembangkan. Slutsky, Walker, Yaglom, dan Yule merupakan peneliti yang pertama kali dalam merumuskan konsep model *Autoregressive* (AR) dan *Moving Average* (MA). Hingga saat ini sudah banyak modifikasi-modifikasi dari model AR dan MA, seperti ARIMA, ARIMA

dengan tambahan *exogenous variable* yang disebut ARIMAX, serta ARIMA yang digabungkan dengan metode-metode modern, dan sebagainya.

Selain memodelkan data *time series* secara univariat, adapula pemodelan secara multivariat, salah satunya menggunakan model *Vector ARIMA* (VARIMA). Model VARIMA merupakan generalisasi multivariat dari univariat ARIMA. Model VARMA pertama kali dikenalkan oleh Quenouille (1957) dalam De Gooijer dan Hyndman (2006). Sejak model VARMA ini dapat menampung asumsi *exogeneity* dan hubungan kontemporer, model ini menawarkan tantangan baru bagi ilmuwan *time series*. Pada tahun 2005, Cologni dan Manera melakukan penelitian tentang hubungan antara harga minyak, inflasi, dan suku bunga di Negara G-7 (Kanada, Perancis, Jerman, Italia, Jepang, UK, dan US) menggunakan model VAR. Pada jurnal tersebut, model VAR telah menjadi semakin populer setelah Sims (1980) mengkritik persamaan simultan. Model VAR ini merupakan bentuk tereduksi dari model VARMA. Pada beberapa penelitian dalam bidang ekonomi, umumnya dalam peramalan *time series* hanya menggunakan efek dari *Autoregressive* (AR). Hal tersebut dilakukan karena dalam bidang ekonomi tidak hanya melakukan peramalan, namun juga memprioritaskan interpretasi dari model. Pada pemodelan VAR juga dapat dipengaruhi oleh *exogenous variable* yang disebut dengan VARX. Pada banyak data *time series* biasanya belum bersifat stasioner dalam rata-rata, sehingga data perlu distasionerkan menggunakan *differencing*. Model tersebut dikenal dengan istilah *Vector Autoregressive Integrated with Exogenous Variable* (VARI-X). Model VARI-X pernah diteliti oleh Ulyah, Susilaningrum, dan Suhartono (2014) pada peramalan volume penjualan total sepeda motor di Kabupaten Bojonegoro dan Lamongan.

Model ARIMA dan VARIMA merupakan peramalan *time series* basis rata-rata, dimana varians dianggap konstan. Pada peramalan *time series* dalam bidang ekonomi, banyak permasalahan ekonomi dengan perubahan volatilitas yang bervariasi dari waktu ke waktu seperti harga saham, inflasi, peredaran uang, dan sebagainya. Fenomena ini disebut dengan heteroskedastisitas yaitu varians yang berfluktuasi, sehingga asumsi varians konstan tidak dapat lagi digunakan. Model yang biasanya digunakan untuk pemodelan *time series* basis varians yaitu *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (ARCH). Model ARCH dikenalkan pertama kali

oleh Engle (1982). Selanjutnya model ARCH ini berkembang menjadi model *Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (GARCH) oleh Bollerslev (1986). Kemudian, perkembangan dari model GARCH adalah model *multivariate* GARCH (MGARCH). Suatu pendekatan dalam matriks kovarians bersyarat dengan menguraikan deviasi standar bersyarat dan matriks korelasi bersyarat yaitu *Constant Conditional Correlation* (CCC) yang dikenalkan pertama kali oleh Bollerslev (1990). Pada model CCC diasumsikan bahwa korelasi bersyarat bersifat konstan dan hanya deviasi standar bersyarat saja yang berubah setiap waktu. Asumsi korelasi bersyarat bersifat konstan setiap waktu tidak selalu dapat diterapkan, sehingga Engle dan Sheppard (2001) mengusulkan model *Dynamic Conditional Correlation* (DCC)-MGARCH.

Ada beberapa penelitian yang membahas pengembangan DCC-MGARCH. Engle (2002) kembali melakukan penelitian mengenai model DCC-MGARCH yang diterapkan pada beberapa *series* yaitu korelasi antara rata-rata industri Dow Jones dan gabungan NASDAQ, korelasi antara saham dan obligasi, serta korelasi mata uang. Kemudian, Cappiello, Engle, dan Sheppard (2003) menerapkan model DCC-MGARCH pada data ekuitas global dan return obligasi. Model DCC-MGARCH ini tidak hanya dikembangkan oleh Engle saja, namun dilakukan juga oleh Peng, Deng, dan He (2010) mengenai pemodelan pasar saham di Hong Kong dan Tokyo. Penelitian tersebut menghasilkan bahwa kedua pasar saham memang terdapat *dynamic conditional correlation* dan secara umum korelasi yang dihasilkan mempunyai tren positif, sehingga dapat dikatakan kedua pasar saham di Hong Kong dan Tokyo cenderung bergerak bersama-sama. Selanjutnya pemodelan DCC-MGARCH juga dilakukan di negara Romania mengenai resiko untuk pasar modal oleh Acatrinei, Gorun, dan Marcu (2013).

Permasalahan yang banyak digunakan pada pemodelan DCC-MGARCH yaitu mengenai saham, obligasi, dan pasar valuta asing. Penelitian kali ini akan menerapkan model DCC-MGARCH pada peredaran uang kartal yang diatur oleh Bank Indonesia, dimana Bank Indonesia merupakan bank sentral Republik Indonesia. Bank sentral adalah satu-satunya lembaga yang berhak mengeluarkan dan menegarkan alat pembayaran tunai seperti uang Rupiah. Bank Indonesia juga berhak mencabut, menarik hingga memusnahkan uang Rupiah yang sudah tidak berlaku

dari peredaran (Bank Indonesia, 2013). Sebelum melakukan pengeluaran uang Rupiah, terlebih dahulu dilakukan perencanaan supaya uang yang dikeluarkan memiliki kualitas yang baik sehingga masyarakat tetap terjaga dan dapat mewujudkan *clean money policy*. Dalam pengelolaan pengedaran uang ini, salah satunya dapat dilakukan dengan peramalan peredaran uang kartal. Peredaran uang kartal dibagi menjadi dua antara lain arus masuk (*inflow*) dan arus keluar (*outflow*). Uang kartal merupakan salah satu jenis uang yang berupa uang kertas dan logam.

Penelitian tentang peramalan peredaran uang kartal telah banyak dilakukan di berbagai negara dengan menggunakan metode statistika maupun ekonomi. Dheersinghe (2006) melakukan penelitian tentang peredaran uang di Sri Lanka yaitu pemodelan dan peramalan uang harian, mingguan, serta bulanan menggunakan metode ARMA dengan penambahan efek tren, musiman, dan komponen siklis. Adapula Luguterah, Anzagra, dan Nasiru (2013) melakukan pemodelan peredaran uang di Ghana menggunakan metode regresi *dummy* dengan pengaruh bulan. Selain itu, pemodelan dan peramalan peredaran uang sebagai manajemen likuiditas di Nigeria dilakukan oleh Ikoku (2014). Penelitian di Nigeria ini menggunakan berbagai metode antara lain AR(1), ARIMA, *Structural ARIMA* (SARIMA), *Vector Autoregressive* (VAR), dan *Vector Error Correction* (VEC).

Di negara Indonesia sendiri, Karomah dan Suhartono (2014) pernah meneliti tentang peramalan *netflow* uang kartal dengan model variasi kalender dan *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL). Pada tahun yang sama, Wulansari dan Suhartono (2014) melakukan peramalan *netflow* uang kartal dengan metode ARIMAX dan *Radial Basis Function Network* (RBFN). Selanjutnya penelitian terbaru yaitu peramalan *inflow* dan *outflow* uang kartal menggunakan tiga metode yaitu regresi *time series*, fungsi transfer multi input dan *hybrid* ARIMA-ANN oleh Reganata dan Suhartono (2015). Selain itu adapula penelitian pada tahun yang sama oleh Hanim dan Suhartono (2015) mengenai peramalan *inflow* dan *outflow* di tingkat Nasional, Provinsi DKI Jakarta, dan Provinsi Jawa Timur menggunakan berbagai metode peramalan yaitu ARIMA, regresi *time series*, ARIMAX sebagai efek variasi kalender, dan ARIMAX sebagai tambahan fungsi transfer yang menghalsikan bahwa pada metode regresi *time series*, variasi kalender, dan fungsi transfer mempunyai *performance* yang lebih baik dibandingkan metode ARIMA.

Pada penelitian-penelitian terdahulu yang disebutkan di paragraf sebelumnya, pemodelan dan peramalan peredaran uang kartal melibatkan pengaruh variabel *dummy* hari raya Idul Fitri. Hasil dari keterlibatan variabel *dummy* tersebut, yaitu terdapat pengaruh yang signifikan terhadap pergerakan peredaran uang kartal Bank Indonesia, sehingga pada penelitian ini juga akan melibatkan variabel *dummy* hari raya Idul Fitri sebagai variabel eksogen. Selanjutnya, penelitian yang dilakukan oleh Reganata dan Suhartono (2015) serta Hanim dan Suhartono (2015) masih menggunakan metode peramalan univariat terhadap *inflow* dan *outflow*. Padahal secara teoritis dapat dikatakan bahwa pergerakan dari *inflow* dapat mempengaruhi suku bunga, disisi lain suku bunga dapat mempengaruhi pergerakan *outflow*. Hal tersebut mengindikasikan adanya hubungan tidak langsung antara *inflow* dan *outflow*. Sementara secara empiris menggunakan data bulanan *inflow* dan *outflow* mulai tahun 2003 hingga 2014 didapatkan bahwa terdapat korelasi atau hubungan yang signifikan pada *alpha* maksimal 10%. Maka dari itu, penelitian ini melakukan pemodelan dan peramalan basis rata-rata pada *inflow* dan *outflow* uang kartal secara multivariat menggunakan metode *Vector Autoregressive Integrated with Exogenous Variable* (dengan tambahan hari raya Idul Fitri) atau VARI-X.

Berdasarkan yang telah diuraikan sebelumnya, penelitian ini akan melakukan pemodelan dan peramalan *inflow* dan *outflow* uang kartal Bank Indonesia menggunakan metode *time series* basis rata-rata yaitu VARI-X dan *time series* basis varians yaitu DCC-MGARCH. Penelitian ini dilakukan pada tingkat Nasional (Indonesia) dan Provinsi DKI Jakarta, dimana Provinsi DKI Jakarta merupakan Ibu Kota negara Indonesia. Selain itu, alasan yang mendukung Provinsi DKI Jakarta dipilih, karena menurut Doni Joewono sebagai kepala perwakilan Bank Indonesia DKI Jakarta mengungkapkan bahwa sejak 17 Juni hingga 13 Juli 2015 perputaran uang di Ibu Kota mencapai Rp 33 miliar dan masih berpotensi naik, serta diperkirakan akan mencapai 29 persen dari total kebutuhan nasional (Rahardian, 2015).

## 1.2 Rumusan Masalah

Berdasarkan pada latar belakang yang telah diuraikan, adapun empat rumusan masalah yang akan dibahas.

1. Bagaimana deskripsi data bulanan *inflow* dan *outflow* uang kartal Bank Indonesia pada tingkat Nasional dan Provinsi DKI Jakarta?
2. Bagaimana pemodelan basis rata-rata pada data bulanan *inflow* dan *outflow* uang kartal Bank Indonesia pada tingkat Nasional dan Provinsi DKI Jakarta menggunakan metode VARI-X?
3. Bagaimana pemodelan basis varians pada data bulanan *inflow* dan *outflow* uang kartal Bank Indonesia pada tingkat Nasional dan Provinsi DKI Jakarta menggunakan metode DCC-MGARCH?
4. Bagaimana peramalan data bulanan *inflow* dan *outflow* uang kartal Bank Indonesia pada tingkat Nasional dan Provinsi DKI Jakarta?

### **1.3 Tujuan Penelitian**

Berdasarkan rumusan masalah, maka ada empat tujuan penelitian yang akan dicapai.

1. Mendeskripsikan data bulanan *inflow* dan *outflow* uang kartal Bank Indonesia pada tingkat Nasional dan Provinsi DKI Jakarta.
2. Memodelkan basis rata-rata pada data bulanan *inflow* dan *outflow* uang kartal Bank Indonesia pada tingkat Nasional dan Provinsi DKI Jakarta menggunakan metode VARI-X.
3. Memodelkan basis varians pada data bulanan *inflow* dan *outflow* uang kartal Bank Indonesia pada tingkat Nasional dan Provinsi DKI Jakarta menggunakan metode DCC-MGARCH.
4. Meramalkan data bulanan *inflow* dan *outflow* uang kartal Bank Indonesia pada tingkat Nasional dan Provinsi DKI Jakarta.

### **1.4 Manfaat Penelitian**

Manfaat dari penelitian ini adalah mendapatkan metode peramalan yang sesuai untuk permasalahan peredaran uang kartal masuk maupun keluar. Hasil ramalan tersebut dapat menjadi salah satu alternatif untuk mengatur transaksi peredaran uang kartal oleh Bank Indonesia, sehingga dapat mewujudkan *clean money policy* serta menjadi ukuran pengambilan kebijakan-kebijakan ekonomi di Indonesia.

## **1.5 Batasan Masalah**

Dalam penelitian ini hanya akan diramalkan data bulanan *inflow* dan *outflow* dari peredaran uang kartal Bank Indonesia pada tingkat Nasional dan Provinsi DKI Jakarta. Data bulanan *inflow* dan *outflow* uang kartal ini tersedia mulai tahun 2003 sampai 2014. Dalam pemodelan *time series* basis rata-rata hanya akan difokuskan pada pemodelan VARI-X seperti dijelaskan pada poin latar belakang. Selain itu, orde pada model DCC-MGARCH yang akan digunakan adalah DCC-MGARCH(1,1).

*(Halaman Ini Sengaja Dikosongkan)*

## **BAB II**

### **TINJAUAN PUSTAKA**

Pada tinjauan pustaka akan dibagi menjadi dua bagian, yaitu bagian tinjauan statistika yang menjelaskan metode yang akan digunakan untuk menunjang penelitian dan bagian tinjauan non statistika yang menjelaskan studi kasus yang akan diteliti.

#### **2.1 Tinjauan Statistika**

Tinjauan statistika yang akan digunakan pada penelitian ini meliputi stasioneritas data *time series*, model *Vector Autoregressive Integrated with Exogenous Variable* (VARI-X), peramalan *interval*, model *Dynamic Conditional Correlation-Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (DCC-MGARCH), uji asumsi kebaikan model, dan ukuran kebaikan model.

##### **2.1.1 Stasioneritas Data Time Series**

Sebelum melakukan pemodelan *time series*, terdapat syarat utama yaitu data harus bersifat stasioner dalam varians maupun rata-rata. Pendekripsi stasioner dalam varians menggunakan transformasi Box-Cox, sementara pengujian stasioner dalam rata-rata menggunakan uji *Augmented Dickey-Fuller* (ADF).

###### **2.1.1.1 Transformasi Box-Cox**

Metode transformasi Box-Cox mengestimasi nilai *lambda* dengan meminimumkan deviasi standar dari  $W_t$ , yaitu variabel transformasi yang distandarisasi. Metode ini mencari *lambda* optimum dari -5 hingga 5. Dalam rangka untuk mendapatkan nilai-nilai *lambda* yang optimal seperti yang diimplementasikan pada *software* Minitab, transformasi Box-Cox memodifikasi data asli menggunakan persamaan  $W_t$  sebagai berikut.

$$W_t = \frac{(Z_t^\lambda - 1)}{\lambda G^{\lambda-1}} \quad \text{ketika } \lambda > 0 \text{ atau } \lambda < 0, \text{ dan}$$

$$W_t = G \ln(Z_t) \quad \text{ketika } \lambda = 0,$$

dimana:

$Z_t$  = data asli, dimana  $t=1,2,\dots,n$ ,

- $G$  = *geometric mean* dari keseluruhan data,  
 $\lambda$  = nilai *lambda*,  
 $n$  = banyaknya data/observasi.

Deviasi standar dari  $W$  didapatkan menggunakan rata-rata *moving range* yang disimbolkan  $\overline{MR}$ .

$$MR_t = \max[W_t, \dots, W_{t-L+1}] - [W_t, \dots, W_{t-L+1}] \text{ untuk } t=L, \dots, n,$$

$$\overline{MR} = (MR_1, \dots, MR_n) / (n-L+1),$$

dimana:

$L$  = banyaknya data/observasi yang digunakan dalam *moving range*, biasanya digunakan  $L=2$ .

Untuk menstabilkan varians secara umum kita dapat menggunakan transformasi *power* pada persamaan (2.1). Transformasi pada persamaan (2.1) dikenalkan oleh Box dan Cox pada tahun 1964 (Wei, 2006:85). Adapun beberapa kasus khusus, dimana nilai-nilai *lambda* yang sering digunakan ditampilkan pada Tabel 2.1. Apabila nilai *lambda* tidak termasuk nilai yang ada pada Tabel 2.1, maka transformasi dapat didekati menggunakan persamaan (2.2).

$$T(Z_t) = \frac{Z_t^\lambda - 1}{\lambda}. \quad (2.1)$$

$$T(Z_t) = Z_t^\lambda. \quad (2.2)$$

**Tabel 2.1** Bentuk Transformasi Box-Cox

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

### 2.1.1.2 Uji Augmented Dickey Fuller (ADF)

Uji *unit root* yang populer yaitu uji statistik *tau* ( $\tau$ ) atau lebih dikenal dengan uji *Dickey-Fuller* (DF) (Gujarati, 2004:814). Dickey dan Fuller pada tahun

1979 menggunakan tiga persamaan regresi yang berbeda untuk menguji keberadaan *unit root*, dengan *null hypothesis* yaitu  $\gamma = 0$ , sebagai berikut (Enders, 2004:221):

1. Persamaan regresi merupakan model *random walk*

$$\Delta Z_t = \gamma Z_{t-1} + a_t . \quad (2.3)$$

2. Persamaan regresi merupakan model dengan penambahan *drift* atau intersep

$$\Delta Z_t = \delta_0 + \gamma Z_{t-1} + a_t . \quad (2.4)$$

3. Persamaan regresi merupakan model dengan penambahan *drift* atau intersep dan *trend* stokastik

$$\Delta Z_t = \delta_0 + \delta_1 t + \gamma Z_{t-1} + a_t . \quad (2.5)$$

Dalam melakukan uji DF pada persamaan (2.3), (2.4), dan (2.5) diasumsikan bahwa *error term*  $a_t$  tidak berkorelasi. Namun, pada kasus  $a_t$  yang berkorelasi, Dickey dan Fuller mengembangkan uji yang dikenal dengan uji *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) (Gujarati, 2004:817). Selain itu, tidak semua proses *time series* dapat direpresentasikan hanya dengan proses *autoregressive* orde satu pada uji DF, sehingga perlu dilakukan uji ADF dengan orde persamaan yang lebih tinggi (Enders, 2004:225). Persamaan regresi untuk uji ADF adalah sebagai berikut:

1. Persamaan regresi merupakan model *random walk*

$$\Delta Z_t = \gamma Z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Z_{t-i} + a_t . \quad (2.6)$$

2. Persamaan regresi merupakan model dengan penambahan *drift* atau intersep

$$\Delta Z_t = \delta_0 + \gamma Z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Z_{t-i} + a_t . \quad (2.7)$$

3. Persamaan regresi merupakan model dengan penambahan *drift* atau intersep dan *trend* stokastik

$$\Delta Z_t = \delta_0 + \delta_1 t + \gamma Z_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Z_{t-i} + a_t . \quad (2.8)$$

Persamaan (2.6), (2.7), dan (2.8) merupakan model untuk uji ADF *non-seasonal*. Sementara untuk uji ADF *seasonal* menggunakan model multiplikatif yang ditunjukkan pada persamaan (2.9).

$$(1 - \alpha_d B^d)(1 - \theta_1 B - \dots - \theta_p B^p)Z_t = a_t . \quad (2.9)$$

Adapun langkah-langkah untuk mendapatkan statistik uji pada ADF *seasonal* sebagai berikut.

1. Meregresikan  $\Delta^d Z_t$  dengan  $\Delta^d Z_{t-1}, \dots, \Delta^d Z_{t-p}$  untuk mendapatkan estimator awal  $\hat{\theta}_i$  dan taksiran residual  $\hat{a}_t$ ,
2. Meregresikan  $\hat{a}_t$  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 estimator  $\hat{\gamma}$ .

Pengujian ADF ini menggunakan hipotesis sebagai berikut:

$$H_0: \gamma = 0 \text{ (Data tidak stasioner)},$$

$$H_1: \gamma < 0 \text{ (Data stasioner)}.$$

Statistik uji yang digunakan dalam pengujian ini adalah:

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

Tolak  $H_0$  apabila nilai  $\tau < \tau_{tabel}$  atau nilai  $p$  lebih kecil dari nilai  $\alpha$  yang menunjukkan bahwa data sudah stasioner dalam rata-rata. Ada tiga jenis pembanding  $\tau$ , antara lain untuk persamaan (2.6) menggunakan statistik  $\hat{\tau}$  pada Tabel 2.2, persamaan (2.7) menggunakan statistik  $\hat{\tau}_\mu$  pada Tabel 2.3, dan persamaan (2.8) menggunakan statistik  $\hat{\tau}_T$  pada Tabel 2.4 (Fuller, 1996:642).

**Tabel 2.2** Tabel Dickey-Fuller Untuk *Random Walk*

Ukuran Sampel	1%	2,5%	5%	10%	50%	90%	95%	97,5%	99%
25	-2,65	-2,26	-1,95	-1,60	-0,47	0,92	1,33	1,70	2,15
50	-2,62	-2,25	-1,95	-1,61	-0,49	0,91	1,31	1,66	2,08
100	-2,60	-2,24	-1,95	-1,61	-0,50	0,90	1,29	1,64	2,04
250	-2,58	-2,24	-1,95	-1,62	-0,50	0,89	1,28	1,63	2,02
500	-2,58	-2,23	-1,95	-1,62	-0,50	0,89	1,28	1,62	2,01
$\infty$	-2,58	-2,23	-1,95	-1,62	-0,51	0,89	1,28	1,62	2,01

**Tabel 2.3** Tabel Dickey-Fuller Untuk *Drift*

Ukuran Sampel	1%	2,5%	5%	10%	50%	90%	95%	97,5%	99%
25	-3,75	-3,33	-2,99	-2,64	-1,53	-0,37	0,00	0,34	0,71
50	-3,59	-3,23	-2,93	-2,60	-1,55	-0,41	-0,04	0,28	0,66
100	-3,50	-3,17	-2,90	-2,59	-1,56	-0,42	-0,06	0,26	0,63
250	-3,45	-3,14	-2,88	-2,58	-1,56	-0,42	-0,07	0,24	0,62
500	-3,44	-3,13	-2,87	-2,57	-1,57	-0,44	-0,07	0,24	0,61
$\infty$	-3,42	-3,12	-2,86	-2,57	-1,57	-0,44	-0,08	0,23	0,60

**Tabel 2.4** Tabel Dickey-Fuller Untuk *Trend*

Ukuran Sampel	1%	2,5%	5%	10%	50%	90%	95%	97,5%	99%
25	-4,38	-3,95	-3,60	-3,24	-2,14	-1,14	-0,81	-0,50	-0,15
50	-4,16	-3,80	-3,50	-3,18	-2,16	-1,19	-0,87	-0,58	-0,24
100	-4,05	-3,73	-3,45	-3,15	-2,17	-1,22	-0,90	-0,62	-0,28
250	-3,98	-3,69	-3,42	-3,13	-2,18	-1,23	-0,92	-0,64	-0,31
500	-3,97	-3,67	-3,42	-3,13	-2,18	-1,24	-0,93	-0,65	-0,32
$\infty$	-3,96	-3,67	-3,41	-3,13	-2,18	-1,25	-0,94	-0,66	-0,32

## 2.1.2 Model Vector Autoregressive Integrated with Exogenous Variable (VARI-X)

Model time series yang paling sederhana yaitu model *Autoregressive* (AR) yang pertama kali dirumuskan oleh Slutsky, Walker, Yaglom, dan Yule (De Gooijer & Hyndman, 2006:446). Model AR secara umum dapat dituliskan (Wei, 2006:33):

$$\phi_p(B)\dot{Z}_t = a_t, \quad \text{dimana } \phi_p(B) = (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p).$$

Sehingga apabila diuraikan, bentuk persamaan model AR adalah:

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

atau,

$$\dot{Z}_t = \sum_{i=1}^p \phi_i \dot{Z}_{t-i} + a_t, \quad (2.10)$$

dengan:

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

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

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

$\vdots$

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

$\phi_1$  = parameter *Autoregressive* (AR) orde 1,

$\phi_2$  = parameter *Autoregressive* (AR) orde 2,

$\vdots$

$\phi_p$  = parameter *Autoregressive* (AR) orde  $p$ ,

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

Sementara generalisasi dari model AR yaitu model *Vector Autoregressive* (VAR).

Model umum untuk VAR( $p$ ) dapat dituliskan (Wei, 2006:394):

$$\Phi_p(B)\dot{\mathbf{Z}}_t = \mathbf{a}_t, \quad \text{dimana } \Phi_p(B) = (\mathbf{I} - \Phi_1 B - \Phi_2 B^2 - \dots - \Phi_p B^p).$$

Maka apabila diuraikan, bentuk dari persamaan model VAR( $p$ ) adalah:

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

atau,

$$\dot{\mathbf{Z}}_t = \sum_{i=1}^p \Phi_i \dot{\mathbf{Z}}_{t-i} + \mathbf{a}_t. \quad (2.11)$$

Untuk bentuk matriks adalah:

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

dengan:

$m$  = banyak deret *output*,

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

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

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

$\vdots$

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

$\Phi_1$  = matriks parameter *Autoregressive* (AR) orde 1 berukuran  $m \times m$ ,

$\Phi_2$  = matriks parameter *Autoregressive* (AR) orde 2 berukuran  $m \times m$ ,

$\vdots$

$\Phi_p$  = matriks parameter *Autoregressive* (AR) orde  $p$  berukuran  $m \times m$ ,

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

varians-kovarians  $\Sigma_a$ .

Untuk deret *output* sebanyak  $m=3$  dan orde AR adalah  $p=2$  akan dihasilkan persamaan model VAR(2) dalam bentuk matriks yaitu:

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

$$\begin{bmatrix} \dot{Z}_{1,t} \\ \dot{Z}_{2,t} \\ \dot{Z}_{3,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_{1,11} & \phi_{1,12} & \phi_{1,13} \\ \phi_{1,21} & \phi_{1,22} & \phi_{1,23} \\ \phi_{1,31} & \phi_{1,32} & \phi_{1,33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \dot{Z}_{1,t-1} \\ \dot{Z}_{2,t-1} \\ \dot{Z}_{3,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{2,11} & \phi_{2,12} & \phi_{2,13} \\ \phi_{2,21} & \phi_{2,22} & \phi_{2,23} \\ \phi_{2,31} & \phi_{2,32} & \phi_{2,33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \dot{Z}_{1,t-2} \\ \dot{Z}_{2,t-2} \\ \dot{Z}_{3,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{1t} \\ a_{2t} \\ a_{3t} \end{bmatrix}.$$

Sehingga didapatkan persamaan untuk setiap deret *output* sebagai berikut:

$$\begin{aligned} \dot{Z}_{1,t} &= \phi_{1,11} \dot{Z}_{1,t-1} + \phi_{1,12} \dot{Z}_{2,t-1} + \phi_{1,13} \dot{Z}_{3,t-1} + \phi_{2,11} \dot{Z}_{1,t-2} + \phi_{2,12} \dot{Z}_{2,t-2} + \phi_{2,13} \dot{Z}_{3,t-2} + a_{1t}, \\ \dot{Z}_{2,t} &= \phi_{1,21} \dot{Z}_{1,t-1} + \phi_{1,22} \dot{Z}_{2,t-1} + \phi_{1,23} \dot{Z}_{3,t-1} + \phi_{2,21} \dot{Z}_{1,t-2} + \phi_{2,22} \dot{Z}_{2,t-2} + \phi_{2,23} \dot{Z}_{3,t-2} + a_{2t}, \\ \dot{Z}_{3,t} &= \phi_{1,31} \dot{Z}_{1,t-1} + \phi_{1,32} \dot{Z}_{2,t-1} + \phi_{1,33} \dot{Z}_{3,t-1} + \phi_{2,31} \dot{Z}_{1,t-2} + \phi_{2,32} \dot{Z}_{2,t-2} + \phi_{2,33} \dot{Z}_{3,t-2} + a_{3t}. \end{aligned}$$

Selanjutnya pada penelitian ini, model VAR akan dimodelkan dengan penambahan deret *input* dari variabel *dummy*. Model tersebut dikenal dengan istilah *Vector Autoregressive with Exogenous Variable* (VARX). Model VARX( $p, s^*$ ) secara umum dapat dituliskan (Akal, 2015:106):

$$\Phi_p(B) \dot{\mathbf{Z}}_t = \Theta_{s^*}(B) \mathbf{X}_t + \mathbf{a}_t, \quad \text{dimana } \Theta_{s^*}(B) = (\Theta_0^* - \Theta_1^* B - \Theta_2^* B^2 - \dots - \Theta_{s^*}^* B^{s^*}).$$

Sehingga apabila diuraikan, bentuk dari persamaan model VARX( $p, s^*$ ) adalah:

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

atau,

$$\dot{\mathbf{Z}}_t = \sum_{i=1}^p \Phi_i \dot{\mathbf{Z}}_{t-i} + \sum_{i=0}^{s^*} \Theta_i^* \mathbf{X}_{t-i} + \mathbf{a}_t. \quad (2.12)$$

Untuk bentuk matriks adalah:

$$\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} + \begin{bmatrix} \phi_{2,11} & \phi_{2,12} & \dots & \phi_{2,1m} \\ \phi_{2,21} & \phi_{2,22} & \dots & \phi_{2,2m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \phi_{2,m1} & \phi_{2,m2} & \dots & \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} & \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_{1t} \\ X_{2t} \\ \vdots \\ X_{rt} \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_{1t-1} \\ X_{2t-1} \\ \vdots \\ X_{rt-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_{1t-s^*} \\ X_{2t-s^*} \\ \vdots \\ X_{rt-s^*} \end{bmatrix} \end{aligned}$$

$$+ \begin{bmatrix} a_{1t} \\ a_{2t} \\ \vdots \\ a_{mt} \end{bmatrix},$$

dengan:

$r$  = banyak deret *input*,

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

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

$\vdots$

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

$\boldsymbol{\Theta}_0^*$  = matriks parameter deret *input* orde 0 (waktu ke-  $t$ ) berukuran  $m \times r$ ,

$\boldsymbol{\Theta}_1^*$  = matriks parameter deret *input* orde 1 berukuran  $m \times r$ ,

$\vdots$

$\boldsymbol{\Theta}_{s^*}^*$  = matriks parameter deret *input* orde  $s^*$  berukuran  $m \times r$ .

Untuk deret *output* sebanyak  $m=3$ , *exogenous variable* sebanyak  $r=2$ , orde AR a-dalah  $p=2$ , dan orde deret *input* adalah  $s^*=1$  akan dihasilkan persamaan model VARX(2,1) dalam bentuk matriks yaitu:

$$\dot{\mathbf{Z}}_t = \boldsymbol{\Phi}_1 \dot{\mathbf{Z}}_{t-1} + \boldsymbol{\Phi}_2 \dot{\mathbf{Z}}_{t-2} + \boldsymbol{\Theta}_0^* \mathbf{X}_t + \boldsymbol{\Theta}_1^* \mathbf{X}_{t-1} + \mathbf{a}_t,$$

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} \dot{Z}_{1,t} \\ \dot{Z}_{2,t} \\ \dot{Z}_{3,t} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \phi_{1,11} & \phi_{1,12} & \phi_{1,13} \\ \phi_{1,21} & \phi_{1,22} & \phi_{1,23} \\ \phi_{1,31} & \phi_{1,32} & \phi_{1,33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \dot{Z}_{1,t-1} \\ \dot{Z}_{2,t-1} \\ \dot{Z}_{3,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{2,11} & \phi_{2,12} & \phi_{2,13} \\ \phi_{2,21} & \phi_{2,22} & \phi_{2,23} \\ \phi_{2,31} & \phi_{2,32} & \phi_{2,33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \dot{Z}_{1,t-2} \\ \dot{Z}_{2,t-2} \\ \dot{Z}_{3,t-2} \end{bmatrix} \\ &\quad + \begin{bmatrix} \theta_{0,11} & \theta_{0,12} \\ \theta_{0,21} & \theta_{0,22} \\ \theta_{0,31} & \theta_{0,32} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1t} \\ X_{2t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \theta_{1,11} & \theta_{1,12} \\ \theta_{1,21} & \theta_{1,22} \\ \theta_{1,31} & \theta_{1,32} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} X_{1,t-1} \\ X_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{1t} \\ a_{2t} \\ a_{3t} \end{bmatrix}. \end{aligned}$$

Sehingga didapatkan persamaan untuk setiap deret *output* sebagai berikut:

$$\begin{aligned} \dot{Z}_{1,t} &= \phi_{1,11} \dot{Z}_{1,t-1} + \phi_{1,12} \dot{Z}_{2,t-1} + \phi_{1,13} \dot{Z}_{3,t-1} + \phi_{2,11} \dot{Z}_{1,t-2} + \phi_{2,12} \dot{Z}_{2,t-2} + \phi_{2,13} \dot{Z}_{3,t-2} + \theta_{0,11} X_{1,t} + \theta_{0,12} X_{2,t} \\ &\quad + \theta_{1,11} X_{1,t-1} + \theta_{1,12} X_{2,t-1} + a_{1t}, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \dot{Z}_{2,t} &= \phi_{1,21} \dot{Z}_{1,t-1} + \phi_{1,22} \dot{Z}_{2,t-1} + \phi_{1,23} \dot{Z}_{3,t-1} + \phi_{2,21} \dot{Z}_{1,t-2} + \phi_{2,22} \dot{Z}_{2,t-2} + \phi_{2,23} \dot{Z}_{3,t-2} + \theta_{0,21} X_{1,t} + \theta_{0,22} X_{2,t} \\ &\quad + \theta_{1,21} X_{1,t-1} + \theta_{1,22} X_{2,t-1} + a_{2t}, \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \dot{Z}_{3,t} &= \phi_{1,31} \dot{Z}_{1,t-1} + \phi_{1,32} \dot{Z}_{2,t-1} + \phi_{1,33} \dot{Z}_{3,t-1} + \phi_{2,31} \dot{Z}_{1,t-2} + \phi_{2,32} \dot{Z}_{2,t-2} + \phi_{2,33} \dot{Z}_{3,t-2} + \theta_{0,31} X_{1,t} + \theta_{0,32} X_{2,t} \\ &\quad + \theta_{1,31} X_{1,t-1} + \theta_{1,32} X_{2,t-1} + a_{3t}. \end{aligned}$$

Kemudian apabila data *time series* yang digunakan belum bersifat stasioner dalam rata-rata, maka data dapat distasionerkan menggunakan *differencing*. Model VARX dengan tambahan *differencing* disebut dengan model VARI-X. Model VARI-X( $p, d, s^*$ ) secara umum dapat dituliskan pada persamaan (2.13) (Wei, 2006:400). Data yang di-*differencing* dinotasikan sebagai  $\mathbf{Z}_t^*$ .

$$\Phi_p(B)\mathbf{Z}_t^* = \Theta_{s^*}(B)\mathbf{X}_t + \mathbf{a}_t,$$

Apabila diuraikan, bentuk dari persamaan model VARI-X( $p, d, s^*$ ) adalah:

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

atau,

$$\mathbf{Z}_t^* = \sum_{i=1}^p \Phi_i \mathbf{Z}_{t-i}^* + \sum_{i=0}^{s^*} \Theta_i^* \mathbf{X}_{t-i} + \mathbf{a}_t, \quad (2.13)$$

dengan:

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

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

$d$  merupakan orde dari *differencing*, dimana orde *differencing* sama untuk setiap deret. Berdasarkan persamaan (2.13), untuk menghitung nilai vektor residual (taksiran *error*) yang dinotasikan dengan  $\mathbf{e}_t$  ditampilkan pada persamaan (2.14):

$$\mathbf{e}_t = \hat{\mathbf{a}}_t = \mathbf{Z}_t - \hat{\mathbf{Z}}_t. \quad (2.14)$$

### 2.1.2.1 Estimasi Parameter Model VARI-X

Setelah dilakukan identifikasi sementara (*tentative*) model VARI-X, kemudian dilakukan estimasi parameter-parameter yang digunakan dalam model VARI-X. Estimasi parameter pada model VARI-X identik dengan estimasi parameter model VAR. Menggunakan data *time series* dengan banyak data (sampel) sebanyak  $n$  untuk masing-masing variabel sebanyak  $m$ , kita dapat mendefinisikan beberapa notasi sebagai berikut (Lutkepohl, 2005:69):

$$\mathbf{Z} = (z_1, z_2, \dots, z_n)_{(m \times n)},$$

$$\mathbf{B} = (\mu, \Phi_1, \Phi_2, \dots, \Phi_p)_{(m \times (mp+1))},$$

$$\begin{aligned}
\mathbf{A}_t &= \begin{pmatrix} 1 \\ z_t \\ \vdots \\ z_{t-p+1} \end{pmatrix}_{((mp+1) \times 1)}, \\
\mathbf{A} &= (\mathbf{A}_0, \dots, \mathbf{A}_{n-1})_{((mp+1) \times n)}, \\
\mathbf{E} &= (\mathbf{a}_1, \mathbf{a}_2, \dots, \mathbf{a}_n)_{(m \times n)}, \\
\mathbf{z} &= (\text{vec}(\mathbf{Z}))_{(mn \times 1)}, \\
\mathbf{Q} &= (\text{vec}(\mathbf{B}))_{((m^2 p + m) \times 1)}, \\
\mathbf{q} &= (\text{vec}(\mathbf{B}^T))_{((m^2 p + m) \times 1)}, \\
\mathbf{e} &= (\text{vec}(\mathbf{E}))_{(mn \times 1)}, \tag{2.15}
\end{aligned}$$

dengan menggunakan notasi-notasi tersebut untuk  $t = 1, 2, \dots, n$ , model VAR( $p$ ) pada persamaan (2.11) dapat dituliskan:

$$\begin{aligned}
\mathbf{Z} &= \mathbf{BA} + \mathbf{E}, \\
\text{vec}(\mathbf{Z}) &= \text{vec}(\mathbf{BA}) + \text{vec}(\mathbf{E}) = (\mathbf{A}^T \otimes \mathbf{I}_m) \text{vec}(\mathbf{B}) + \text{vec}(\mathbf{E}), \\
\mathbf{z} &= (\mathbf{A}^T \otimes \mathbf{I}_m) \mathbf{Q} + \mathbf{e}. \tag{2.16}
\end{aligned}$$

Perhatikan bahwa kovarians dari matriks  $\mathbf{e}$  yaitu:

$$\Sigma_e = \mathbf{I}_n \otimes \Sigma_e, \tag{2.17}$$

maka, estimasi *Least Square* (LS) multivariat disebut *Generalized Least Square* (GLS) dari  $\mathbf{Q}$  berarti memilih estimator dan meminimalkan  $S(\mathbf{Q})$  seperti:

$$\begin{aligned}
S(\mathbf{Q}) &= \mathbf{e}^T (\mathbf{I}_n \otimes \Sigma_e)^{-1} \mathbf{e} \\
&= \mathbf{e}^T (\mathbf{I}_n \otimes \Sigma_e^{-1}) \mathbf{e} \\
&= (\mathbf{z} - (\mathbf{A}^T \otimes \mathbf{I}_m) \mathbf{Q})^T (\mathbf{I}_n \otimes \Sigma_e^{-1}) (\mathbf{z} - (\mathbf{A}^T \otimes \mathbf{I}_m) \mathbf{Q}) \\
&= \text{vec}(\mathbf{Z} - \mathbf{BA})^T (\mathbf{I}_n \otimes \Sigma_e^{-1}) \text{vec}(\mathbf{Z} - \mathbf{BA}) \\
&= \text{tr}[(\mathbf{Z} - \mathbf{BA})^T \Sigma_e^{-1} (\mathbf{Z} - \mathbf{BA})], \tag{2.18}
\end{aligned}$$

dengan tujuan meminimalkan persamaan (2.18), kita perlu memperhatikan persamaan berikut:

$$\begin{aligned}
S(\mathbf{Q}) &= \mathbf{z}^T (\mathbf{I}_n \otimes \Sigma_e^{-1}) \mathbf{z} + \mathbf{Q}^T (\mathbf{A} \otimes \mathbf{I}_m) (\mathbf{I}_n \otimes \Sigma_e^{-1}) (\mathbf{A}^T \otimes \mathbf{I}_m) \mathbf{Q} - 2\mathbf{Q}^T (\mathbf{A} \otimes \mathbf{I}_m) (\mathbf{I}_n \otimes \Sigma_e^{-1}) \mathbf{z} \\
&= \mathbf{z}^T (\mathbf{I}_n \otimes \Sigma_e^{-1}) \mathbf{z} + \mathbf{Q}^T (\mathbf{A} \mathbf{A}^T \otimes \Sigma_e^{-1}) \mathbf{Q} - 2\mathbf{Q}^T (\mathbf{A} \otimes \Sigma_e^{-1}) \mathbf{z}. \tag{2.19}
\end{aligned}$$

Selanjutnya persamaan (2.19) diturunkan terhadap  $\mathbf{Q}$ , didapatkan hasil:

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

Persamaan (2.20) disamadengankan nol (0), sehingga didapatkan persamaan normal yaitu:

$$\begin{aligned} (\mathbf{A}\mathbf{A}^T \otimes \Sigma_e^{-1})\hat{\mathbf{Q}} &= (\mathbf{A} \otimes \Sigma_e^{-1})\mathbf{z} \\ \hat{\mathbf{Q}} &= ((\mathbf{A}\mathbf{A}^T)^{-1} \otimes \Sigma_e)(\mathbf{A} \otimes \Sigma_e^{-1})\mathbf{z} \\ &= ((\mathbf{A}\mathbf{A}^T)^{-1} \mathbf{A} \otimes \mathbf{I}_m)\mathbf{z}. \end{aligned} \quad (2.21)$$

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

$$\frac{\partial^2 S(\mathbf{Q})}{\partial \mathbf{Q} \partial \mathbf{Q}^T} = 2(\mathbf{A}\mathbf{A}^T \otimes \Sigma_e^{-1}). \quad (2.22)$$

Hessian tersebut merupakan matriks definit positif yang mengkonfirmasi bahwa  $\hat{\mathbf{Q}}$  benar-benar meminimalkan vektor.

Dengan cara yang sama, estimasi parameter model VARI-X diperoleh menggunakan tahapan yang sama dengan VAR. Perlu diperhatikan bahwa apabila model linier multivariat mempunyai variabel eksogen yang berbeda untuk setiap variabel dependennya (deret *output*), maka estimasi regresinya menggunakan *Seemingly Unrelated Regression* (SUR).

### 2.1.2.2 Identifikasi Model VARI-X

Dalam analisis *time series*, tahap yang paling krusial yaitu mengidentifikasi dan membuat model yang sesuai dengan pola data. Identifikasi model pada model univariat menggunakan plot *Autocorrelation Function* (ACF) dan *Partial Autocorrelation Function* (PACF), sementara untuk model multivariat dapat dilihat dari *Matrix Cross Correlation Function* (MCCF) dan *Matrix Partial Cross Correlation Function* (MPCCF). Menggunakan vektor *time series* dengan data sebanyak  $n$ ,  $\mathbf{Z}_1, \mathbf{Z}_2, \dots, \mathbf{Z}_n$ , maka dapat menghitung MCCF seperti:

$$\hat{\mathbf{l}}(k) = [\hat{l}_{ij}(k)], \quad (2.23)$$

dimana,  $\hat{l}_{ij}(k)$  merupakan *sample cross-correlation* untuk komponen *series* pada level ke- $i$  dan  $j$  yaitu:

$$\hat{l}_{ij}(k) = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (Z_{i,t} - \bar{Z}_i)(Z_{j,t+k} - \bar{Z}_j)}{\left[ \sum_{t=1}^n (Z_{i,t} - \bar{Z}_i)^2 \sum_{t=1}^n (Z_{j,t} - \bar{Z}_j)^2 \right]^{1/2}}, \quad (2.24)$$

dengan  $\bar{Z}_i$  dan  $\bar{Z}_j$  merupakan rata-rata sampel 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  $Z_i$  dan  $Z_j$ , maka Barlett menunjukkan bahwa:

$$\text{Varians}[\hat{l}_{ij}(k)] \approx \frac{1}{n-k} \left[ 1 + 2 \sum_{s=1}^{\infty} l_{ii}(s) l_{jj}(s) \right], \quad |k| > q. \quad (2.25)$$

Selanjutnya, ketika deret  $Z_i$  dan  $Z_j$  merupakan deret *white noise* sehingga diperoleh sebagai berikut:

$$\text{Kovarians}[\hat{l}_{ij}(k), \hat{l}_{ij}(k+s)] \approx \frac{1}{n-k}, \quad (2.26)$$

$$\text{Varians}[\hat{l}_{ij}(k)] \approx \frac{1}{n-k}, \quad (2.27)$$

untuk ukuran sampel yang besar,  $(n-k)$  pada persamaan (2.27) seringkali diganti dengan  $n$ .

Plot MCCF ini berguna untuk mengidentifikasi orde model *Moving Average* (MA). Kenyataannya, apabila menghitung MCCF dengan dimensi matriks lebih besar dari 3 secara simultan akan semakin susah. Oleh karena itu, kita dapat menggunakan notasi sederhana yang dikenalkan oleh Tiao dan Box (1981) yaitu tiga simbol antara lain “+”, “-”, dan “.” dengan keterangan sebagai berikut:

1. Simbol “+” merepresentasikan nilai koefisien korelasi yang lebih besar atau sama dengan dari 2 kali estimasi *standard error*,
2. Simbol “-” merepresentasikan nilai koefisien korelasi yang lebih kecil atau sama dengan dari -2 kali estimasi *standard error*,
3. Simbol “.” merepresentasikan nilai koefisien korelasi diantara -2 kali estimasi *standard error* dan 2 kali estimasi *standard error* (didalam interval),

dengan nilai *standard error* adalah  $1/\sqrt{n}$  (Tsay, 2005:344).

Selanjutnya, suatu perhitungan yang berguna untuk mengidentifikasi orde dari model univariat AR adalah *Partial Autocorrelation Function* (PACF). Meng-

gunakan analogi PACF dari kasus univariat, kita dapat mendefinisikan *Matrix Partial Cross Correlation Function* (MPCCF) pada lag  $k$  dengan notasi  $\phi(k)$ . Persamaan untuk MPCCF dapat dituliskan:

$$\phi(k) = \begin{cases} \Gamma^T(1)\left[\Gamma^T(0)\right]^{-1}, & k=1, \\ \left\{\Gamma^T(k)-\mathbf{c}^T(k)[\mathbf{K}(k)]^{-1}\mathbf{b}(k)\right\}\left\{\Gamma^T(0)-\mathbf{b}^T(k)[\mathbf{K}(k)]^{-1}\mathbf{b}(k)\right\}^{-1}, & k>1. \end{cases} \quad (2.28)$$

Untuk orde  $k \geq 2$ , maka  $\mathbf{K}(k)$ ,  $\mathbf{b}(k)$ , dan  $\mathbf{c}(k)$  didefinisikan sebagai berikut.

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

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

Apabila model yang terbentuk AR( $p$ ), maka  $\phi(k)$  dapat didefinisikan pada persamaan (2.29).

$$\phi(k) = \begin{cases} \Phi_k & , k=p \\ 0 & , k>p. \end{cases} \quad (2.29)$$

Estimasi sampel dari  $\phi(k)$  dapat diperoleh dengan mengganti  $\Gamma(k)$  pada persamaan (2.28) dengan matriks kovarians sampel yaitu (Wei, 2006:405):

$$\hat{\Gamma}(k) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n-k} (\mathbf{Z}_t - \bar{\mathbf{Z}})(\mathbf{Z}_{t+k} - \bar{\mathbf{Z}})^T, \quad k=1,2,\dots \quad (2.30)$$

### 2.1.2.3 Corrected Akaike's Information Criterion (AICc)

*Corrected Akaike's Information Criterion* (AICc) merupakan salah satu kriteria pemilihan model terbaik, dimana AICc sendiri adalah pengembangan dari AIC. Nilai AICc dapat diperoleh menggunakan persamaan (2.31) (Al-Subaihi, 2002:11).

$$AICc = \ln|\tilde{\Sigma}(p)| + \frac{(n+p)m}{n-p-m-1}, \quad (2.31)$$

dengan  $\tilde{\Sigma}(p) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \mathbf{e}_t \mathbf{e}_t^T$ .

#### 2.1.2.4 Pengujian Signifikansi Parameter Model VARI-X

Setelah didapatkan estimasi parameter dari model VARI-X, maka parameter tersebut harus dilakukan pemeriksaan terhadap signifikansi parameter menggunakan kriteria uji  $t$ . Hipotesis yang digunakan untuk pengujian signifikansi parameter orde AR pada model VARI-X adalah:

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

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

Statistik uji untuk parameter adalah:

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

Untuk hipotesis yang digunakan pada pengujian signifikansi parameter deret *input* yaitu:

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

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

Statistik uji untuk parameter yaitu:

$$t_{hitung} = \frac{\hat{\theta}_{i,jk}}{SE(\hat{\theta}_{i,jk})} .$$

Tolak  $H_0$  apabila  $|t_{hitung}| > t_{(\alpha/2; df=n-n_p)}$  atau nilai  $p$  lebih kecil dari nilai  $\alpha$  yang menunjukkan bahwa parameter  $\phi$  dan  $\theta$  dalam model adalah signifikan. Dalam kasus ini,  $\hat{\phi}$  dan  $\hat{\theta}$  merupakan estimasi parameter,  $n$  merupakan jumlah pengamatan,  $n_p$  merupakan jumlah parameter yang ditaksir, sementara  $SE(\hat{\phi})$  merupakan nilai *standard error* dari estimasi parameter  $\phi$ , dan  $SE(\hat{\theta})$  merupakan nilai *standard error* dari estimasi parameter  $\theta$ .  $\hat{\Omega} = (\hat{\Phi}, \hat{\Theta})$ , sehingga  $(SE(\hat{\Omega}))^2$  adalah elemen utama diagonal ke- $i$  dari  $(AA^T)^{-1} \otimes \hat{\Sigma}_e$ , dengan:

$$\hat{\Sigma}_e = \frac{1}{n-m} \sum_{t=1}^n \mathbf{e}_t \mathbf{e}_t^T .$$

### 2.1.3 Peramalan Interval

Peramalan deret *output* pada model VAR  $k$  langkah ke depan diperoleh menggunakan *chain-rule* sebagai berikut:

$$\mathbf{Z}_{n+k|n} = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\Phi}_1 \mathbf{Z}_{n+k-1|n} + \dots + \boldsymbol{\Phi}_p \mathbf{Z}_{n+k-p|n},$$

dimana  $\mathbf{Z}_{n+j|n} = \mathbf{Z}_{n+j}$  untuk  $j \leq 0$ . Pada peramalan *interval*, kita memerlukan ramalan matriks kovarians *error*. Untuk ramalan *error*  $k$  langkah ke depan sebagai berikut:

$$\mathbf{Z}_{n+k} - \mathbf{Z}_{n+k|n} = \sum_{s=0}^{k-1} \boldsymbol{\Psi}_s \boldsymbol{a}_{n+k-s},$$

dimana matriks  $\boldsymbol{\Psi}_s$  didapatkan dari substitusi rekursif persamaan (2.32).

$$\boldsymbol{\Psi}_s = \sum_{j=1}^{p-1} \boldsymbol{\Psi}_{s-j} \boldsymbol{\Phi}_j, \quad (2.32)$$

dengan  $\boldsymbol{\Psi}_s = \mathbf{I}_m$  dan  $\boldsymbol{\Phi}_j = 0$  untuk  $j > p$ . Hasil ramalan akan *unbiased* apabila semua ramalan *error* mempunyai ekspektasi bernilai nol (0) dan matriks MSE untuk  $\mathbf{Z}_{n+k|n}$  sebagai berikut:

$$\begin{aligned} \boldsymbol{\Sigma}(k) &= \text{MSE}(\mathbf{Z}_{n+k} - \mathbf{Z}_{n+k|n}) \\ &= \sum_{s=0}^{k-1} \boldsymbol{\Psi}_s \boldsymbol{\Sigma} \boldsymbol{\Psi}_s^T. \end{aligned} \quad (2.33)$$

Selanjutnya ramalan untuk  $\mathbf{Z}_{n+k}$  dimana parameter VAR( $p$ ) sudah diestimasi menggunakan *multivariate least square*. Sehingga ramalan linier terbaik untuk  $\mathbf{Z}_{n+k}$  dapat dituliskan:

$$\hat{\mathbf{Z}}_{n+k|n} = \hat{\boldsymbol{\Phi}}_1 \hat{\mathbf{Z}}_{n+k-1|n} + \dots + \hat{\boldsymbol{\Phi}}_p \hat{\mathbf{Z}}_{n+k-p|n}, \quad (2.34)$$

dengan  $\hat{\boldsymbol{\Phi}}_j$  merupakan matriks estimasi parameter. Maka dari itu ramalan *error*  $k$  langkah ke depan menjadi sebagai berikut:

$$\mathbf{Z}_{n+k} - \hat{\mathbf{Z}}_{n+k|n} = \sum_{s=0}^{k-1} \boldsymbol{\Psi}_s \boldsymbol{a}_{n+k-s} + (\mathbf{Z}_{n+k} - \hat{\mathbf{Z}}_{n+k|n}), \quad (2.35)$$

dimana tambahan  $(\mathbf{Z}_{n+k} - \hat{\mathbf{Z}}_{n+k|n})$  ini menangkap bagian dari kesalahan ramalan karena estimasi parameter pada model VAR. Sehingga, matriks MSE untuk  $k$  langkah ke depan dapat dituliskan:

$$\hat{\boldsymbol{\Sigma}}(k) = \boldsymbol{\Sigma}(k) + \text{MSE}(\mathbf{Z}_{n+k} - \hat{\mathbf{Z}}_{n+k|n}).$$

Dalam prakteknya, penambahan  $\text{MSE}(\mathbf{Z}_{n+k} - \hat{\mathbf{Z}}_{n+k|n})$  biasanya diabaikan dan perhitungan  $\hat{\Sigma}(k)$  menggunakan persamaan (2.33) sebagai berikut:

$$\hat{\Sigma}(k) = \sum_{s=0}^{k-1} \hat{\Psi}_s \hat{\Sigma} \hat{\Psi}_s^T. \quad (2.36)$$

dimana  $\hat{\Psi}_s = \sum_{j=1}^s \hat{\Psi}_{sj} \hat{\Phi}_j$ . Pada buku yang ditulis oleh Lutkepohl (2005), pendekatan

untuk  $\text{MSE}(\mathbf{Z}_{n+k} - \hat{\mathbf{Z}}_{n+k|n})$  dapat dinyatakan sebagai koreksi sampel yang terbatas untuk persamaan (2.36). Asimtotik selang kepercayaan  $(1-\alpha).100\%$  untuk setiap elemen dari  $\hat{\Sigma}(k)$  dapat dihitung menggunakan persamaan (2.37) dan (2.38).

$$\text{Batas Bawah} = \hat{z}_{ij,n+k|n} - N_{\alpha/2} \hat{\sigma}(k), \quad (2.37)$$

$$\text{Batas Atas} = \hat{z}_{ij,n+k|n} + N_{\alpha/2} \hat{\sigma}(k), \quad (2.38)$$

dengan  $\hat{\sigma}^2(k)$  merupakan elemen utama diagonal ke- $i$  dari  $\hat{\Sigma}(k)$ .

#### 2.1.4 Model DCC-MGARCH

Model *Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (GARCH) merupakan generalisasi dari model *Autoregressive Conditional Heteroscedasticity* (ARCH). Model GARCH ini dapat menghasilkan prediksi yang lebih baik untuk volatilitas dibandingkan model ARCH. Pada penelitian ini digunakan model *Multivariate GARCH* (MGARCH). Berdasarkan persamaan (2.13) dan (2.14), maka model MGARCH secara umum dapat dituliskan pada persamaan (2.39) (Orskaug, 2009:19):

$$\mathbf{e}_t = \mathbf{H}_t^{1/2} \mathbf{u}_t, \quad (2.39)$$

dengan:

$\mathbf{H}_t$  = matriks kovarians bersyarat dari  $\mathbf{e}_t$  berukuran  $m \times m$  pada waktu ke- $t$ ,

$\mathbf{H}_t^{1/2}$  = matriks kovarians bersyarat dari  $\mathbf{e}_t$  berukuran  $m \times m$  pada waktu ke- $t$ ,

dimana  $\mathbf{H}_t^{1/2}$  diperoleh dari faktorisasi Cholesky dari  $\mathbf{H}_t$ ,

$\mathbf{u}_t$  = vektor *error* iid berukuran  $m \times 1$  pada waktu ke- $t$ , dimana  $E[\mathbf{u}_t] = 0$  dan

$$E[\mathbf{u}_t \mathbf{u}_t^T] = \mathbf{I}.$$

Pada persamaan (2.39) yang harus kita tentukan adalah matriks kovarians bersyarat,  $\mathbf{H}_t$ . Ada banyak kemungkinan spesifikasi dari  $\mathbf{H}_t$ . Matriks kovarians bersyarat tergantung pada  $t$  dan parameternya akan meningkat secara cepat ketika dimensi  $e_t$  meningkat. Hal tersebut memberikan kesulitan dalam estimasi parameter. Silvennoinen dan Terasvirta (2007) membagi spesifikasi untuk  $\mathbf{H}_t$  menjadi empat antara lain model matriks kovarians bersyarat, model faktor, model varians bersyarat dan korelasi, serta pendekatan nonparametrik dan semiparametrik. Pada penelitian ini akan digunakan spesifikasi  $\mathbf{H}_t$  dengan model varians bersyarat dan korelasi. Model tersebut dibagi menjadi dua kelompok yaitu model dengan matriks korelasi konstan yang disebut *Constant Conditional Correlation* (CCC)-MGARCH dan model dengan matriks korelasi dinamis yang disebut *Dynamic Conditional Correlation* (DCC)-MGARCH.

Penelitian ini menggunakan model DCC-MGARCH, dimana model ini diuraikan dari deviasi standar bersyarat dan matriks korelasi bersyarat yaitu (Orskaug, 2009:23):

$$\mathbf{H}_t = \mathbf{D}_t \mathbf{R}_t \mathbf{D}_t, \quad (2.40)$$

dengan:

$\mathbf{D}_t$  = matriks diagonal deviasi standar bersyarat dari  $e_t$  berukuran  $m \times m$  pada waktu ke-  $t$ ,

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

dimana:

$$\mathbf{h}_t = \boldsymbol{\alpha}_0 + \sum_{q=1}^Q \mathbf{A}_q \boldsymbol{\epsilon}_{t-q}^{(2)} + \sum_{p=1}^P \mathbf{B}_p \mathbf{h}_{t-p},$$

dalam penelitian ini hanya menggunakan GARCH(1,1), sehingga.

$$\mathbf{h}_t = \boldsymbol{\alpha}_0 + \mathbf{A}_1 \boldsymbol{\epsilon}_{t-1}^{(2)} + \mathbf{B}_1 \mathbf{h}_{t-1}, \quad (2.41)$$

atau dalam bentuk matriks,

$$\begin{bmatrix} h_{1,t} \\ h_{2,t} \\ \vdots \\ h_{m,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{01} \\ \alpha_{02} \\ \vdots \\ \alpha_{0m} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} & \dots & \alpha_{1m} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} & \dots & \alpha_{2m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \alpha_{m1} & \alpha_{m2} & \dots & \alpha_{mm} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{1,t-1}^2 \\ e_{2,t-1}^2 \\ \vdots \\ e_{m,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \dots & \beta_{1m} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \dots & \beta_{2m} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta_{m1} & \beta_{m2} & \dots & \beta_{mm} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{1,t-1} \\ h_{2,t-1} \\ \vdots \\ h_{m,t-1} \end{bmatrix},$$

dengan syarat  $\mathbf{A}_q > 0$  dan  $\mathbf{B}_p > 0$ ,

$\mathbf{R}_t$  = matriks korelasi bersyarat dari  $\mathbf{e}_t$  berukuran  $m \times m$  pada waktu ke- $t$ ,

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

Berdasarkan bentuk dari  $\mathbf{D}_t$  dan  $\mathbf{R}_t$ , didapatkan elemen dari  $\mathbf{H}_t = \mathbf{D}_t \mathbf{R}_t \mathbf{D}_t$  adalah:

$$[\mathbf{H}_t]_{i,j} = \begin{cases} h_{i,t} & , i = j \\ \sqrt{h_{i,t} h_{j,t}} \rho_{i,j,t} & , i \neq j \end{cases}$$

$$\mathbf{R}_t = \mathbf{V}_t^{*-1} \mathbf{V}_t \mathbf{V}_t^{*-1}, \quad (2.42)$$

$$\mathbf{V}_t = (1-a-b) \bar{\mathbf{V}} + a \mathbf{\epsilon}_{t-1} \mathbf{\epsilon}_{t-1}^T + b \mathbf{V}_{t-1}, \quad (2.43)$$

dimana,  $\mathbf{\epsilon}_t = \mathbf{D}_t^{-1} \mathbf{e}_t \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{R}_t)$  dan  $\bar{\mathbf{V}} = \text{Cov}(\mathbf{\epsilon}_t \mathbf{\epsilon}_t^T) = E(\mathbf{\epsilon}_t \mathbf{\epsilon}_t^T)$  merupakan matriks kovarians tidak bersyarat dari *standardized error*,  $\mathbf{\epsilon}_t$ . Estimasi dari  $\bar{\mathbf{V}}$  adalah:

$$\bar{\mathbf{V}} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \mathbf{\epsilon}_t \mathbf{\epsilon}_t^T. \quad (2.44)$$

Parameter  $a$  dan  $b$  merupakan skalar,  $\mathbf{V}_t^*$  merupakan matriks diagonal dengan akar dari setiap elemen diagonal  $\mathbf{V}_t$  yaitu:

$$\mathbf{V}_t^* = \begin{bmatrix} \sqrt{v_{11t}} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sqrt{v_{22t}} & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \sqrt{v_{mmt}} \end{bmatrix}$$

$\mathbf{V}_t^*$  menskala ulang elemen dalam  $\mathbf{V}_t$  untuk memastikan persyaratan kedua:

$|\rho_{ij}| = \left| \frac{v_{ijt}}{\sqrt{v_{iit} v_{jrt}}} \right| \leq 1$ . Selanjutnya nilai dari  $\mathbf{V}_t$  definit positif untuk memastikan  $\mathbf{R}_t$

bernilai definit positif.

Kondisi dari parameter  $a$  dan  $b$  ini untuk menjamin  $\mathbf{H}_t$  definit positif.

Sehingga skalar dari  $a$  dan  $b$  harus memenuhi syarat berikut:

$$a \geq 0, b \geq 0, \text{ dan } a + b < 1.$$

Struktur dari korelasi dapat diuraikan untuk model DCC(M,N)-MGARCH yaitu:

$$\mathbf{V}_t = \left( 1 - \sum_{m=1}^M a_m - \sum_{n=1}^N b_n \right) \bar{\mathbf{V}}_t + \sum_{m=1}^M a_m \boldsymbol{\epsilon}_{t-1} \boldsymbol{\epsilon}_{t-1}^T - \sum_{n=1}^N b_n \mathbf{V}_{t-1}. \quad (2.45)$$

#### 2.1.4.1 Estimasi Parameter Model DCC-MGARCH

Selanjutnya yang akan dibahas yaitu estimasi parameter-parameter yang digunakan pada model DCC-MGARCH. Estimasi parameter pada penelitian ini mengasumsikan *error* mengikuti distribusi *Gaussian* multivariat. Distribusi bersama dari *error*,  $u_1, u_2, \dots, u_n$ , adalah (Orskaug, 2009:27):

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

dimana,  $t = 1, 2, \dots, n$  merupakan periode waktu yang digunakan untuk mengestimasi parameter model. Dengan menggunakan aturan transformasi linier terhadap variabel, sehingga fungsi *likelihood* untuk  $\mathbf{e}_t = \mathbf{H}_t^{1/2} \mathbf{u}_t$  yaitu:

$$L(\lambda) = \prod_{t=1}^n \frac{1}{(2\pi)^{m/2} |\mathbf{H}_t|^{1/2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \mathbf{e}_t^T \mathbf{H}_t^{-1} \mathbf{e}_t \right\}, \quad (2.46)$$

dimana,  $\lambda$  merupakan parameter dalam model. Parameter tersebut dibagi menjadi dua kelompok yaitu  $(\delta, \varphi) = (\delta_1, \delta_2, \dots, \delta_m, \varphi)$ , dengan  $\delta_i = (\alpha_{0i}, \alpha_{1i}, \dots, \alpha_{Qi}, \beta_{1i}, \beta_{2i}, \dots, \beta_{Pi})$  merupakan parameter dari model GARCH univariat serta  $\varphi = (a, b)$  merupakan parameter dari struktur korelasi pada persamaan (2.43).

Menggunakan persamaan (2.46) dan mensubstitusikan persamaan (2.40) dapat dituliskan:

$$\begin{aligned} \ln(L(\lambda)) &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^n \left( n \ln(2\pi) + \ln(|\mathbf{H}_t|) + \mathbf{e}_t^T \mathbf{H}_t^{-1} \mathbf{e}_t \right) \\ &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^n \left( n \ln(2\pi) + \ln(|\mathbf{D}_t \mathbf{R}_t \mathbf{D}_t|) + \mathbf{e}_t^T \mathbf{D}_t^{-1} \mathbf{R}_t^{-1} \mathbf{D}_t^{-1} \mathbf{e}_t \right) \\ &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^n \left( n \ln(2\pi) + 2 \ln(|\mathbf{D}_t|) + \ln(|\mathbf{R}_t|) + \mathbf{e}_t^T \mathbf{D}_t^{-1} \mathbf{R}_t^{-1} \mathbf{D}_t^{-1} \mathbf{e}_t \right). \end{aligned} \quad (2.47)$$

Estimasi dari *log-likelihood* persamaan (2.47) tidak mudah, sehingga DCC-MGARCH dibentuk dengan dua langkah estimasi.

### 1. Langkah Pertama

Langkah pertama adalah mengganti  $\mathbf{R}_t$  dengan matriks identitas  $\mathbf{I}_m$  pada persamaan (2.47), sehingga didapatkan fungsi *quasi-likelihood* yaitu:

$$\begin{aligned} \ln(L_1(\delta)) &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^n \left( n \ln(2\pi) + 2 \ln(|\mathbf{D}_t|) + \ln(|\mathbf{I}_m|) + \mathbf{e}_t^T \mathbf{D}_t^{-1} \mathbf{I}_m \mathbf{D}_t^{-1} \mathbf{e}_t \right) \\ &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^n \left( n \ln(2\pi) + 2 \ln(|\mathbf{D}_t|) + \mathbf{e}_t^T \mathbf{D}_t^{-1} \mathbf{I}_m \mathbf{D}_t^{-1} \mathbf{e}_t \right) \\ &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^n \left( n \ln(2\pi) + \sum_{i=1}^m \left[ \ln(h_{i,t}) + \frac{e_{i,t}^2}{h_{i,t}} \right] \right) \\ &= \sum_{t=1}^n \left( -\frac{1}{2} \sum_{i=1}^m \left[ \ln(h_{i,t}) + \frac{e_{i,t}^2}{h_{i,t}} \right] + \text{konstanta} \right). \end{aligned} \quad (2.48)$$

Dari langkah pertama ini, dapat mengestimasi parameter  $\delta = (\delta_1, \delta_2, \dots, \delta_m)$ . Ketika  $\delta$  diestimasi, maka varians bersyarat  $h_{i,t}$  juga diestimasi untuk masing-masing deret *output* ke  $i = 1, 2, \dots, m$ , serta  $\boldsymbol{\varepsilon}_t = \mathbf{D}_t^{-1} \mathbf{e}_t$  dan  $\bar{\mathbf{V}} = \mathbf{E}[\boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t^T]$  dapat juga diestimasi.

### 2. Langkah Kedua

Selanjutnya pada langkah kedua, mengestimasi  $\varphi = (a, b)$  menggunakan *log-likelihood* pada persamaan (2.47) dengan estimasi parameter dari langkah pertama. Sehingga, fungsi *quasi-likelihood* pada langkah kedua adalah:

$$\begin{aligned} \ln(L_2(\varphi)) &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^n \left( n \ln(2\pi) + 2 \ln(|\mathbf{D}_t|) + \ln(|\mathbf{R}_t|) + \mathbf{e}_t^T \mathbf{D}_t^{-1} \mathbf{R}_t^{-1} \mathbf{D}_t^{-1} \mathbf{e}_t \right), \\ &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^n \left( n \ln(2\pi) + 2 \ln(|\mathbf{D}_t|) + \ln(|\mathbf{R}_t|) + \boldsymbol{\varepsilon}_t^T \mathbf{R}_t^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t \right). \end{aligned} \quad (2.49)$$

$\mathbf{D}_t$  adalah konstanta ketika di langkah pertama, maka kita dapat mengecualikan pengaruh konstanta dan memaksimumkan:

$$\ln(L_2^*(\varphi)) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^n \left( \ln(|\mathbf{R}_t|) + \boldsymbol{\varepsilon}_t^T \mathbf{R}_t^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t \right). \quad (2.50)$$

Persamaan (2.50) menunjukkan bahwa dalam kondisi tertentu, metode *pseudo-maximum-likelihood* menghasilkan estimator yang konsisten dan asimtotik normal.

Selanjutnya estimasi pada DCC-MGARCH ini menggunakan metode optimasi BFGS (Broyden-Fletcher-Goldfarb-Shanno). Dalam optimasi BFGS ini dimulai dari iterasi  $r=0$  dengan langkah-langkah sebagai berikut:

1. Menetapkan nilai awal, yaitu  $\gamma_0$ ,  $H(\gamma_0)$ ,  $\varepsilon > 0$ , dan  $r = 0$ ,

dimana,  $\gamma_0$  adalah  $\gamma = \begin{bmatrix} \delta_1 \\ \delta_2 \\ \Phi \end{bmatrix}$  pada iterasi  $r = 0$ ,

$H(\gamma_0)$  adalah matriks aproksimasi matriks Hessian yang pada  $r = 0$  berupa matriks identitas ( $I$ ), dan  $\varepsilon$  toleransi konvergen.

2. Menghitung nilai,

$$\mathbf{g}(\gamma_r) = \begin{bmatrix} \frac{\partial \ln(L_1(\delta))}{\partial \delta^T} \\ \frac{\partial \ln(L_2(\Phi))}{\partial \Phi^T} \end{bmatrix}.$$

Jika  $\|\mathbf{g}(\gamma_r)\| < \varepsilon$  maka iterasi berhenti dan jika  $\|\mathbf{g}(\gamma_r)\| > \varepsilon$  maka lanjut ke langkah selanjutnya.

3. Menghitung  $\mathbf{P}_r = -H^{-1}(\gamma_r)\mathbf{g}(\gamma_r)$ , dengan  $\mathbf{P}_r$  merupakan vektor arah pencarian (*search direction*) pada iterasi ke- $r$ , dan

$$H(\gamma_r) = \begin{bmatrix} \frac{\partial^2 \ln(L_1(\delta))}{\partial \delta^T \partial \delta} & \frac{\partial^2 \ln(L_1(\delta))}{\partial \delta^T \partial \Phi} \\ \frac{\partial^2 \ln(L_2(\Phi))}{\partial \Phi^T \partial \delta} & \frac{\partial^2 \ln(L_2(\Phi))}{\partial \Phi^T \partial \Phi} \end{bmatrix}.$$

4. Menentukan nilai  $\alpha_r = -\frac{\mathbf{g}^T(\gamma_r)\mathbf{P}_r}{\mathbf{P}_r^T \mathbf{P}_r}$  yang memenuhi kondisi Wolfe yaitu kondisi:

$$(i) \quad \ln L(\gamma_r + \alpha_r \mathbf{P}_r) < \ln L(\gamma_r) + c_1 \alpha_r \mathbf{g}^T(\gamma_r) \mathbf{P}_r,$$

$$(ii) \quad \mathbf{g}(\gamma_r + \alpha_r \mathbf{P}_r)^T \mathbf{P}_r \geq c_2 \mathbf{g}^T(\gamma_r) \mathbf{P}_r,$$

bila tidak terpenuhi dengan kondisi Wolfe maka menghitung  $\alpha_r$  yang memenuhi kondisi *strong Wolfe* yaitu:

$$(iii) \quad \ln L(\gamma_r + \alpha_r \mathbf{P}_r) < \ln L(\gamma_r) + c_1 \alpha_r \mathbf{g}^T(\gamma_r) \mathbf{P}_r,$$

$$(iv) \quad |\mathbf{g}(\gamma_r + \alpha_r \mathbf{P}_r)^T \mathbf{P}_r| \leq |c_2 \mathbf{g}^T(\gamma_r) \mathbf{P}_r|,$$

dengan  $\alpha_r$  adalah suatu skalar positif yang merupakan *step length*,  $\ln L(.)$  adalah fungsi ln-likelihood,  $c_1$  dan  $c_2$  adalah suatu konstanta dimana  $0 < c_1 < c_2 < 1$ .

5. Menghitung  $\gamma_{r+1} = \gamma_r + \alpha_r \mathbf{P}_r$ .
6. Menghitung  $\mathbf{s}_r = \gamma_{r+1} - \gamma_r$ .
7. Menghitung  $\mathbf{d}_r = \mathbf{g}(\gamma_{r+1}) - \mathbf{g}(\gamma_r)$ .
8. Menghitung matriks  $\mathbf{H}(\gamma_r)$  dengan persamaan di bawah ini:

$$\mathbf{H}(\gamma_{r+1}) = \left( \mathbf{I} - \frac{\mathbf{s}_r \mathbf{d}_r^T}{\mathbf{d}_r^T \mathbf{s}_r} \right) \mathbf{H}(\gamma_r) \left( \mathbf{I} - \frac{\mathbf{d}_r \mathbf{s}_r^T}{\mathbf{d}_r^T \mathbf{s}_r} \right) + \frac{\mathbf{s}_r \mathbf{s}_r^T}{\mathbf{d}_r^T \mathbf{s}_r}$$

9. Kembali ke langkah 2 dengan  $m = m + 1$ .

#### 2.1.4.2 Peramalan Pada Model DCC-MGARCH

Setelah estimasi parameter didapatkan, langkah selanjutnya yaitu menentukan ramalan dari matriks kovarians bersyarat pada waktu ke- $t+k$ .

$$\hat{\mathbf{H}}_{t+k} = \hat{\mathbf{D}}_{t+k} \hat{\mathbf{R}}_{t+k} \hat{\mathbf{D}}_{t+k}. \quad (2.51)$$

Untuk meramalkan matriks kovarians bersyarat pada persamaan (2.51), diperlukan peramalan terhadap  $\hat{\mathbf{D}}_{t+k}$  dan  $\hat{\mathbf{R}}_{t+k}$  secara terpisah. Bentuk matriks diagonal deviasi standar bersyarat pada waktu ke- $t+k$  sebagai berikut:

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

Pada penelitian ini menggunakan DCC-MGARCH(1,1), sehingga peramalan  $k$  langkah ke depan untuk GARCH(1,1) ditunjukkan pada persamaan (2.52) dan (2.53).

$$E[h_{i,t+k} | F_t] = \sum_{j=0}^{k-2} \alpha_{0i} (\alpha_{ii} + \beta_{ii})^j + (\alpha_{ii} + \beta_{ii})^{k-1} E[h_{i,t+1} | F_t], \quad (2.52)$$

$$E[h_{i,t+k} | F_t] = \alpha_{0i} + \alpha_{ii} e_{i,t}^2 + \beta_{ii} h_{i,t}. \quad (2.53)$$

Berdasarkan persamaan (2.52) dan (2.53), maka diperoleh untuk ramalan matriks diagonal deviasi standar bersyarat pada waktu ke- $t+k$  sebagai berikut:

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

Langkah selanjutnya yaitu meramalkan matriks korelasi bersyarat, dimana untuk meramalkan  $\mathbf{R}_{t+k}$  perlu juga meramalkan elemen dari  $\mathbf{V}_{t+k}$ . Elemen dari  $\mathbf{V}_{t+k}$  tidak mudah dihitung. Ekspektasi dari  $\mathbf{V}_{t+k}$  adalah:

$$\begin{aligned} \mathbb{E}[\mathbf{V}_{t+k} | F_t] &= (1-a-b)\bar{\mathbf{V}} + a\boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t^T + b\mathbf{V}_t && \text{untuk } k=1, \\ \mathbb{E}[\mathbf{V}_{t+k} | F_t] &= (1-a-b)\bar{\mathbf{V}} + a\mathbb{E}[\boldsymbol{\varepsilon}_{t+k-1} \boldsymbol{\varepsilon}_{t+k-1}^T | F_t] + b\mathbb{E}[\mathbf{V}_{t+k-1} | F_t] && \text{untuk } k>1, \\ \text{dengan } \mathbb{E}[\boldsymbol{\varepsilon}_{t+k-1} \boldsymbol{\varepsilon}_{t+k-1}^T | F_t] &= \mathbb{E}[\mathbf{R}_{t+k-1} | F_t] = \mathbb{E}[\mathbf{V}_{t+k-1}^{*-1} \mathbf{V}_{t+k-1} \mathbf{V}_{t+k-1}^{*-1} | F_t]. \end{aligned} \quad (2.54)$$

Nilai dari  $\mathbb{E}[\mathbf{V}_{t+k-1}^{*-1} \mathbf{V}_{t+k-1} \mathbf{V}_{t+k-1}^{*-1} | F_t]$  tidak diketahui, sehingga kita tidak dapat meramalkan secara langsung persamaan (2.54). Adapun dua metode pendekatan yang dapat digunakan sebagai berikut:

1. Metode 1 dengan asumsi  $\mathbb{E}[\boldsymbol{\varepsilon}_{t+i} \boldsymbol{\varepsilon}_{t+i}^T | F_t] \approx \mathbb{E}[\mathbf{V}_{t+i} | F_t]$  untuk  $i=1,2,\dots,k$ ,
2. Metode 2 dengan asumsi  $\bar{\mathbf{R}} \approx \bar{\mathbf{V}}$  dan  $\mathbb{E}[\mathbf{R}_{t+i} | F_t] \approx \mathbb{E}[\mathbf{V}_{t+i} | F_t]$  untuk  $i=1,2,\dots,k$ .

Dalam penelitian ini menggunakan metode 1, sehingga diperoleh ekspektasi untuk  $\mathbf{V}_{t+k}$  untuk  $k>1$  adalah:

$$\hat{\mathbf{V}}_{t+k} = \mathbb{E}[\mathbf{V}_{t+k} | F_t] = \sum_{j=0}^{k-2} (1-a-b)\bar{\mathbf{V}}(a+b)^j + (a+b)^{k-1} \mathbb{E}[\mathbf{V}_{t+1} | F_t], \quad (2.55)$$

dimana  $\mathbb{E}[\mathbf{V}_{t+1} | F_t]$  menggunakan persamaan (2.54). Selanjutnya dapat diperoleh untuk ramalan  $\mathbf{R}_{t+k}$  pada persamaan (2.56).

$$\hat{\mathbf{R}}_{t+k} = \mathbb{E}[\mathbf{R}_{t+k} | F_t] = \mathbf{V}_{t+k}^{*-1} \mathbf{V}_{t+k} \mathbf{V}_{t+k}^{*-1}, \quad (2.56)$$

dimana  $\mathbf{V}_{t+k}^*$  merupakan matriks diagonal dengan akar dari elemen diagonal  $\mathbf{V}_{t+k}$ .

### 2.1.5 Uji Asumsi Kebaikan Model

Untuk mendapatkan model VARI-X terbaik, setelah mengestimasi dan menguji semua parameter, adapula asumsi yang harus dipenuhi terhadap vektor residual yaitu uji *white noise* dan uji distribusi normal multivariat.

## 1. Uji Asumsi *White Noise*

Pengujian asumsi *white noise* ini bertujuan untuk signifikansi secara keseluruhan pada autokorelasi vektor residual. Uji asumsi *white noise* dapat diperoleh berdasarkan nilai AICc dari data residual menggunakan persamaan (2.31). Apabila nilai AICc minimum ada pada AR 0 dan MA 0, maka dapat dikatakan bahwa residual sudah memenuhi asumsi *white noise*.

## 2. Uji Asumsi Distribusi 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). Jika diberikan  $\mathbf{e}_1, \mathbf{e}_2, \dots, \mathbf{e}_n$  merupakan vektor residual yang independen dan identik dalam  $\mathbf{R}^m$ ,  $m \geq 1$ . Misalkan  $N_m(\mathbf{0}, \Sigma_e)$  merupakan densitas normal *m-variate* dengan vektor *mean*  $\mathbf{0}$  dan matriks kovarians  $\Sigma_e$ . Ketika  $\mathbf{e}_1, \mathbf{e}_2, \dots, \mathbf{e}_n$  mengikuti  $N_m(\mathbf{0}, \Sigma_e)$  maka  $\xi_i = S^{-1/2}(\mathbf{e}_i - \bar{\mathbf{e}}) \sim N_m(\mathbf{0}, \mathbf{I})$  dengan  $S^{-1/2}$  merupakan akar kuadrat dari matriks definit positif  $S^{-1}$ . Sehingga, hipotesis yang akan digunakan yaitu:

$$H_0 : \text{Vektor residual merupakan sampel dari distribusi } N_m(\mathbf{0}, \Sigma_e),$$

$$H_1 : \text{Vektor residual bukan merupakan sampel dari distribusi } N_m(\mathbf{0}, \Sigma_e).$$

Statistik uji yang digunakan dalam pengujian ini yaitu:

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

dengan  $W_{\xi_i}$  merupakan statistik Shapiro-Wilk pada level ke- $i$  dari observasi yang telah ditransformasi  $\xi_{i1}, \xi_{i2}, \dots, \xi_{in}$ ,  $i = 1, 2, \dots, m$ .

Tolak  $H_0$  apabila nilai  $W^* < c_{\alpha;(n,m)}$  atau nilai  $p$  lebih kecil dari nilai  $\alpha$  yang menunjukkan bahwa vektor residual tidak memenuhi asumsi distribusi normal multivariat.

### 2.1.6 Ukuran Kebaikan Model

Ukuran kebaikan model menggunakan nilai *Root Mean Squared Error* (RMSE). RMSE dari suatu model dapat diperoleh melalui perhitungan sebagai berikut:

$$\text{RMSE} = \sqrt{\frac{1}{M} \sum_{l=1}^M (Z_{n+l} - \hat{Z}_n(l))^2}, \quad (2.57)$$

dengan:

$M$  = banyaknya ramalan yang dilakukan,

$Z_{n+l}$  = deret *output* pada waktu ke-( $n+l$ ),

$\hat{Z}_n(l)$  = nilai ramalan deret *output*  $l$  kedepan.

## 2.2 Tinjauan Non Statistika

Tinjauan non statistika yang akan dibahas pada penelitian ini mengenai studi kasus yaitu peran dan fungsi dari Bank Indonesia. Bank Indonesia merupakan bank sentral Republik Indonesia. Bank Indonesia mempunyai satu tujuan tunggal yaitu mencapai dan menjaga kestabilan nilai Rupiah. Bank Indonesia mempunyai kewenangan dalam mengeluarkan dan mengedarkan uang dengan pencapaian pemenuhan kebutuhan akan uang kartal di masyarakat dengan nominal yang cukup, jenis pecahan yang sesuai, tepat waktu, dan dalam kondisi yang layak edar (*clean money policy*) (Bank Indonesia, 2013). Dalam pengelolaan pengedaran uang ini, salah satunya dapat dilakukan dengan peramalan peredaran uang kartal. Peredaran uang kartal ini dibagi menjadi dua sebagai berikut:

1. *Inflow* merupakan informasi mengenai aliran uang kertas dan uang logam yang masuk dari perbankan dan masyarakat ke Bank Indonesia, terdiri dari setoran bank umum, setoran non-bank, kas keliling dalam rangka hasil penukaran, penyetoran dalam rangka kas titipan di bank umum, dan penyetoran lainnya.
2. *Outflow* merupakan informasi mengenai aliran uang kertas dan uang logam yang keluar dari Bank Indonesia kepada perbankan dan masyarakat, terdiri dari penarikan bank umum, penarikan non-bank, kas keliling dalam rangka penukaran, penarikan dalam rangka kas titipan di bank umum, dan penarikan lainnya.

*(Halaman Ini Sengaja Dikosongkan)*

## **BAB III**

### **METODOLOGI PENELITIAN**

#### **3.1 Sumber Data**

Data yang digunakan dalam penelitian ini merupakan data sekunder berupa data bulanan *inflow* dan *outflow* uang kartal mulai tahun 2003 hingga 2014 yang diperoleh dari Bank Indonesia. Data yang digunakan dibagi menjadi dua bagian antara lain data *in-sample* yaitu Januari 2003 hingga Desember 2013 dan data *out-sample* yaitu Januari 2014 hingga Desember 2014.

#### **3.2 Variabel Penelitian**

Berdasarkan tujuan penelitian, maka variabel penelitian yang digunakan ada dua macam sebagai berikut:

##### **1. Deret *Output***

$Z_{11,t}$  = *Inflow* uang kartal tingkat Nasional pada bulan ke-*t* (miliar rupiah).

$Z_{21,t}$  = *Outflow* uang kartal tingkat Nasional pada bulan ke-*t* (miliar rupiah).

$Z_{12,t}$  = *Inflow* uang kartal tingkat DKI Jakarta pada bulan ke-*t* (miliar rupiah).

$Z_{22,t}$  = *Outflow* uang kartal tingkat DKI Jakarta pada bulan ke-*t* (miliar rupiah).

##### **2. Deret *Input***

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

$V_{i,t}$  = Variabel *dummy* bernilai 1 pada bulan hari raya Idul Fitri yang terjadi pada minggu ke-*i* dan bernilai 0 pada bulan-bulan lainnya.

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

dengan:  $i = \begin{cases} 1, & \text{Minggu ke-1 (tanggal 1–7)} \\ 2, & \text{Minggu ke-2 (tanggal 8–15)} \\ 3, & \text{Minggu ke-3 (tanggal 16–23)} \\ 4, & \text{Minggu ke-4 (tanggal 24 – terakhir)} \end{cases}$

(Sumber: Surat Edaran Bank Indonesia Tahun 2011)

Sehingga didapatkan 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**

Tahun	Idul Fitri	Variabel <i>Dummy</i>	Tahun	Idul Fitri	Variabel <i>Dummy</i>
2003	25-26 November (M-4)	$V_{4,t}^- = \begin{cases} 1, & \text{bulan Oktober} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$	2009	21-22 September (M-3)	$V_{3,t}^- = \begin{cases} 1, & \text{bulan Agustus} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$
		$V_{4,t}^- = \begin{cases} 1, & \text{bulan November} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$			$V_{3,t}^- = \begin{cases} 1, & \text{bulan September} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$
		$V_{4,t}^+ = \begin{cases} 1, & \text{bulan Desember} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$			$V_{3,t}^+ = \begin{cases} 1, & \text{bulan Oktober} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$
2004	15-16 November (M-3)	$V_{3,t}^- = \begin{cases} 1, & \text{bulan Oktober} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$	2010	10-11 September (M-2)	$V_{2,t}^- = \begin{cases} 1, & \text{bulan Agustus} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$
		$V_{3,t}^- = \begin{cases} 1, & \text{bulan November} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$			$V_{2,t}^- = \begin{cases} 1, & \text{bulan September} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$
		$V_{3,t}^+ = \begin{cases} 1, & \text{bulan Desember} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$			$V_{2,t}^+ = \begin{cases} 1, & \text{bulan Oktober} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$
2005	03-04 November (M-1)	$V_{1,t}^- = \begin{cases} 1, & \text{bulan Oktober} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$	2011	30-31 Agustus (M-4)	$V_{4,t}^- = \begin{cases} 1, & \text{bulan Juli} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$
		$V_{1,t}^- = \begin{cases} 1, & \text{bulan November} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$			$V_{4,t}^- = \begin{cases} 1, & \text{bulan Agustus} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$
		$V_{1,t}^+ = \begin{cases} 1, & \text{bulan Desember} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$			$V_{4,t}^+ = \begin{cases} 1, & \text{bulan September} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$
2006	23-24 Oktober (M-4)	$V_{4,t}^- = \begin{cases} 1, & \text{bulan September} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$	2012	19-20 Agustus (M-3)	$V_{3,t}^- = \begin{cases} 1, & \text{bulan Juli} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$
		$V_{4,t}^- = \begin{cases} 1, & \text{bulan Oktober} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$			$V_{3,t}^- = \begin{cases} 1, & \text{bulan Agustus} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$
		$V_{4,t}^+ = \begin{cases} 1, & \text{bulan November} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$			$V_{3,t}^+ = \begin{cases} 1, & \text{bulan September} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$
2007	12-13 Oktober (M-2)	$V_{2,t}^- = \begin{cases} 1, & \text{bulan September} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$	2013	08-09 Agustus (M-2)	$V_{2,t}^- = \begin{cases} 1, & \text{bulan Juli} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$
		$V_{2,t}^- = \begin{cases} 1, & \text{bulan Oktober} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$			$V_{2,t}^- = \begin{cases} 1, & \text{bulan Agustus} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$
		$V_{2,t}^+ = \begin{cases} 1, & \text{bulan November} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$			$V_{2,t}^+ = \begin{cases} 1, & \text{bulan September} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$
2008	01-02 Oktober (M-1)	$V_{1,t}^- = \begin{cases} 1, & \text{bulan September} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$	2014	28-29 Juli (M-4)	$V_{4,t}^- = \begin{cases} 1, & \text{bulan Juni} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$
		$V_{1,t}^- = \begin{cases} 1, & \text{bulan Oktober} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$			$V_{4,t}^- = \begin{cases} 1, & \text{bulan Juli} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$
		$V_{1,t}^+ = \begin{cases} 1, & \text{bulan November} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$			$V_{4,t}^+ = \begin{cases} 1, & \text{bulan Agustus} \\ 0, & \text{bulan lainnya} \end{cases}$

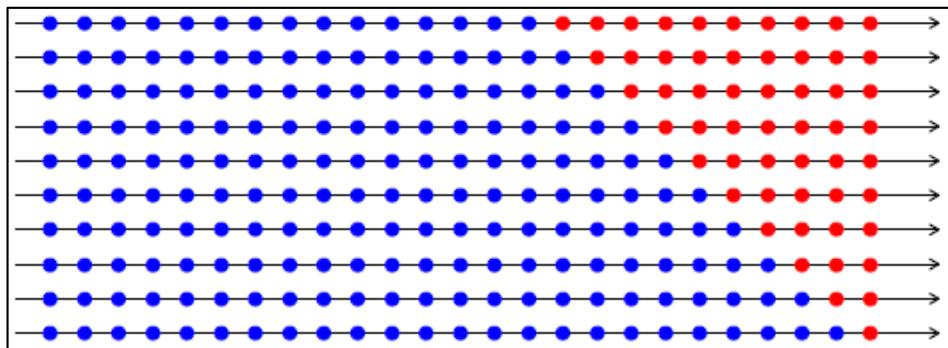
### 3.3 Langkah Analisis

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

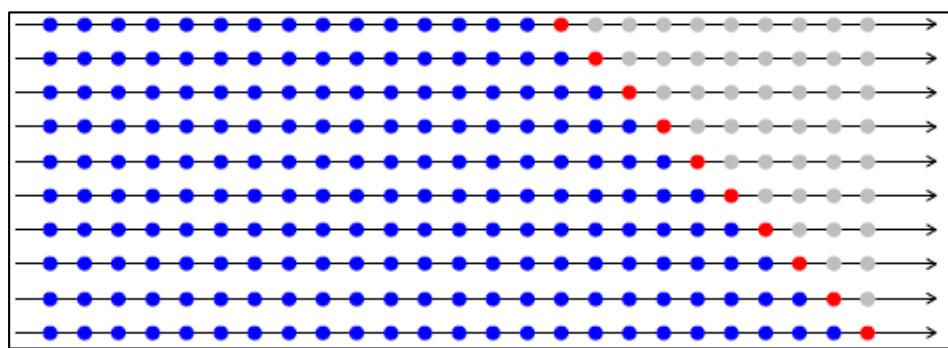
1. Untuk menjawab tujuan pertama, melakukan analisis deskriptif terhadap seluruh data bulanan *inflow* dan *outflow* uang kartal Bank Indonesia menggunakan plot *time series*, statistika deskriptif, matriks korelasi, dan diagram batang.
2. Untuk menjawab tujuan kedua, melakukan pemodelan rata-rata pada data bulanan *inflow* dan *outflow* uang kartal Bank Indonesia menggunakan metode VARI-X sebagai berikut.
  - a. Memeriksa stasioneritas data *in-sample inflow* dan *outflow* uang kartal. Apabila data belum stasioner dalam varians, maka dilakukan transformasi Box-Cox. Apabila data belum stasioner dalam rata-rata, maka dilakukan *differencing*.
  - b. Mengidentifikasi orde model VARI-X menggunakan nilai AICc minimum.
  - c. Memodelkan data *in-sample inflow* dan *outflow* dengan deret *input* menggunakan metode VARI-X, serta melakukan pemeriksaan signifikansi parameter pada *alpha* maksimal 10% dan asumsi *white noise*.
  - d. Menghitung nilai taksiran *in-sample* dan meramalkan *out-sample* titik maupun *interval* menggunakan model yang dihasilkan poin (c).
3. Untuk menjawab tujuan ketiga, melakukan pemodelan varians pada *inflow* dan *outflow* uang kartal Bank Indonesia menggunakan metode DCC-MGARCH sebagai berikut.
  - a. Menguji residual kuadrat dari hasil model terbaik VARI-X pada langkah ke-2 poin (c) menggunakan plot MCCF untuk mengetahui efek heteroskedastisitas atau efek ARCH/GARCH sehingga apakah layak untuk dimodelkan dengan pemodelan basis varians.
  - b. Setelah poin (a) dipenuhi, maka dapat dilakukan pemodelan DCC-MGARCH(1,1). Pada estimasi parameter, perlu untuk menentukan *initial value* (nilai awalan) parameter berdasarkan hasil estimasi model GARCH

- secara univariat dengan tetap memperhatikan syarat  $\alpha > 0$ ,  $\beta > 0$ ,  $a > 0$ ,  $b > 0$ , dan  $a+b < 1$ .
- c. Memeriksa asumsi *white noise* dan distribusi normal multivariat terhadap residual standar dari model yang diperoleh pada poin (b).
  - d. Menghitung taksiran matriks kovarians *in-sample* dan ramalan matriks kovarians *out-sample* berdasarkan hasil dari poin (b).
  - e. Menghitung batas *interval* taksiran *in-sample* dan ramalan *out-sample* model VARI-X menggunakan hasil matriks kovarians pada poin(d).
4. Untuk menjawab tujuan keempat, melakukan peramalan data bulanan *inflow* dan *outflow* uang kartal Bank Indonesia sebagai berikut.
- a. Membandingkan batas *interval* menggunakan varians *error* dari model VARI-X (hasil langkah ke-2 poin(d)) dengan batas *interval* meng-gunakan hasil ramalan matriks kovarian kovarians dari model DCC-MGARCH(1,1) (hasil langkah ke-3 poin (e)).
  - b. Melakukan peramalan  $k$  langkah ke depan menggunakan prosedur *rolling forecast origin*. Menurut Hyndman (2014) adapun langkah-langkah untuk memilih  $k$  langkah berapa yang terbaik yang disebut dengan *time series cross-validation*, sebagai berikut.
    1. Memilih observasi pada waktu ke  $n+k+i-1$  sebagai data *out-sample* dan data *in-sample* dari  $1,2,\dots,n+i-1$  untuk model peramalan. Ke- mudian dihitung *error*  $k$  langkah pada waktu ke  $n+k+i-1$ .
    2. Mengulang langkah pertama sampai  $i = 1,2,\dots,N-n-k+1$ , dimana  $N$  adalah total observasi data dan  $n$  adalah total data *in-sample*
    3. Menghitung ukuran akurasi peramalan menggunakan RMSE aditif berdasarkan *error* yang diperoleh.

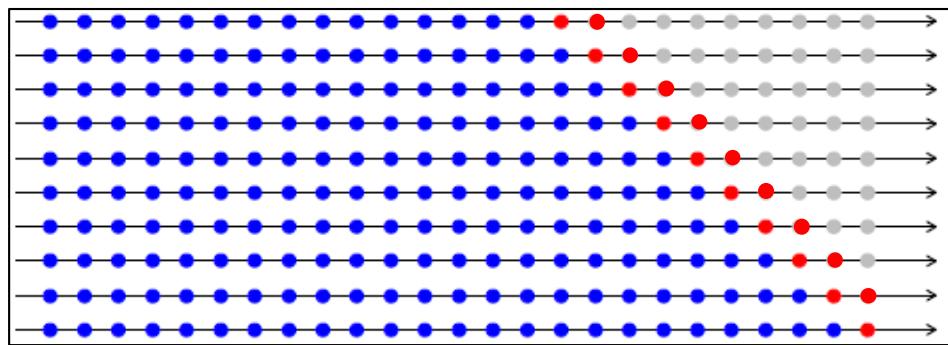
Untuk mempermudah pemahaman dapat ditunjukkan visualisasi dari prosedur peramalan  $k$  langkah ke depan pada Gambar 3.1, 3.2, dan 3.3.



Gambar 3.1 Visualisasi dari *Time Series Cross-Validation*



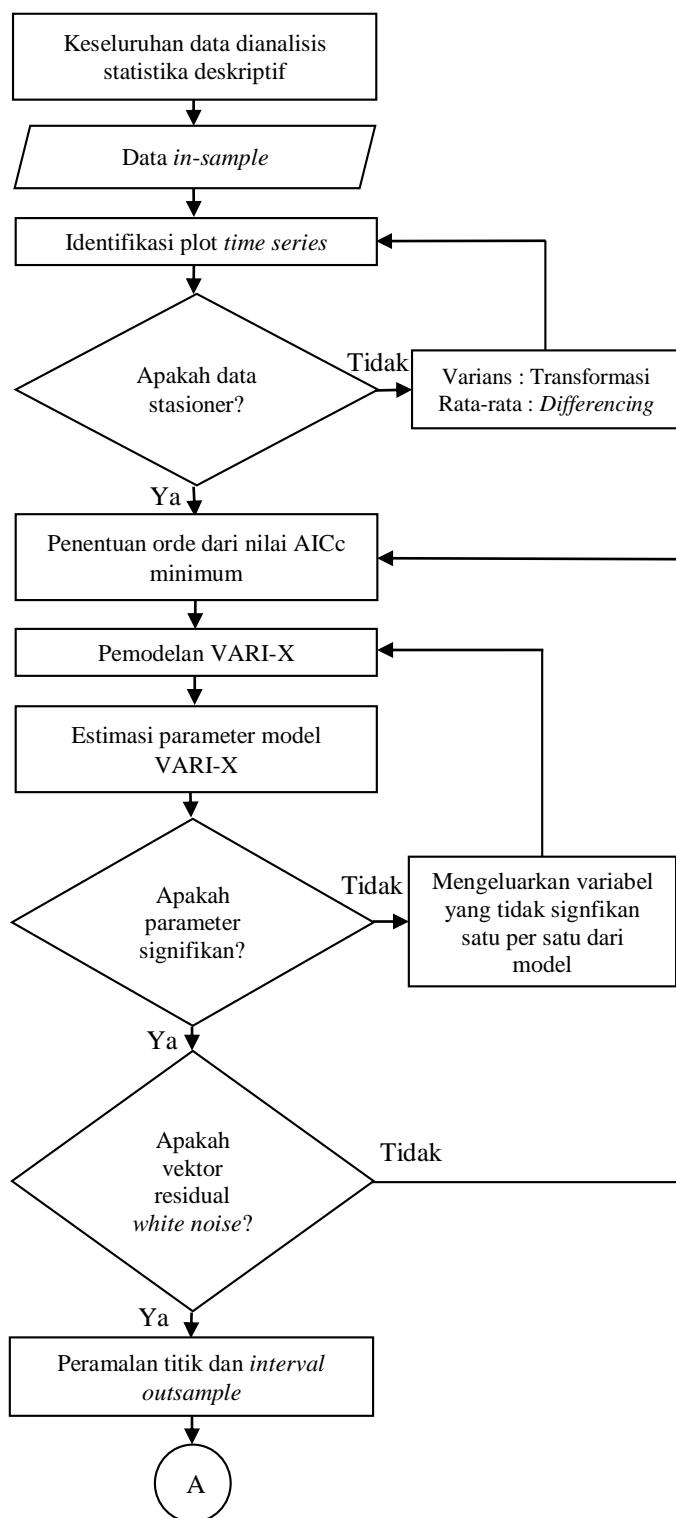
Gambar 3.2 *Time Series Cross-Validation* Untuk 1 Langkah ke Depan



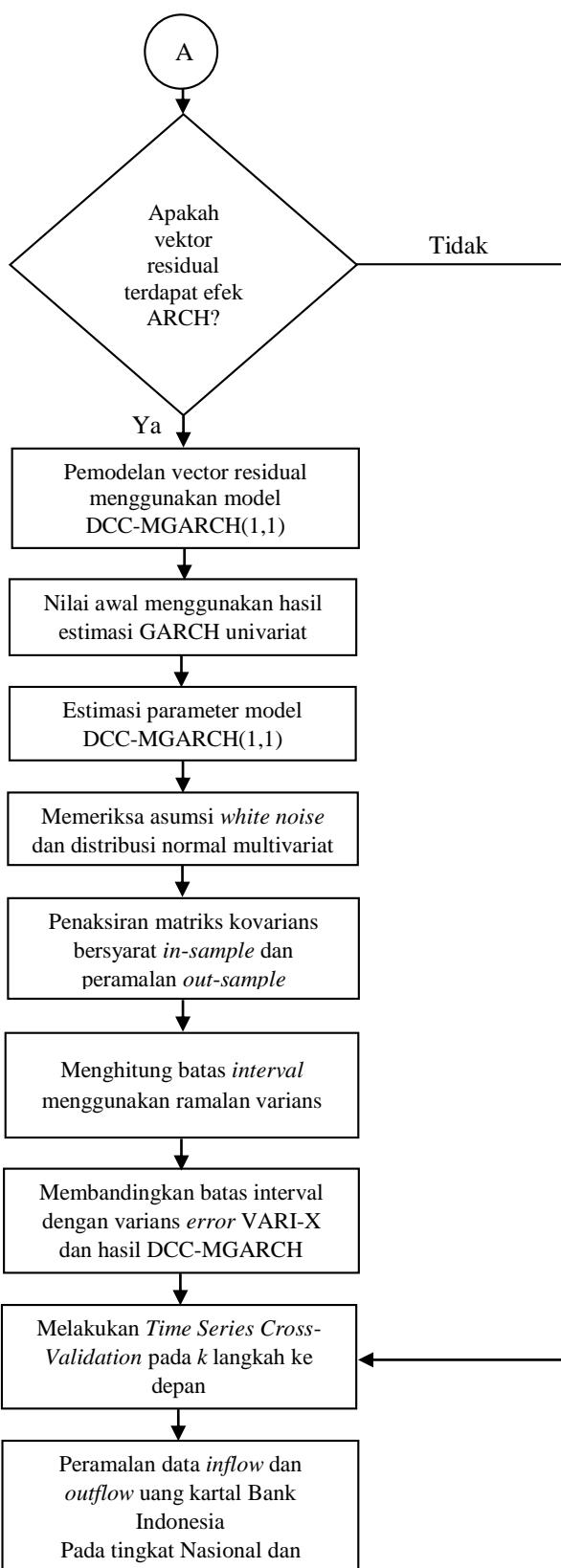
Gambar 3.3 *Time Series Cross-Validation* Untuk 2 Langkah ke Depan

- c. Melakukan peramalan 1 tahun ke depan yaitu Januari 2015 hingga Desember 2015.

Sementara untuk diagram alir dapat ditunjukkan pada Gambar 3.4.



**Gambar 3.4** Diagram Alir Penelitian



**Gambar 3.4** Diagram Alir Penelitian (Lanjutan)

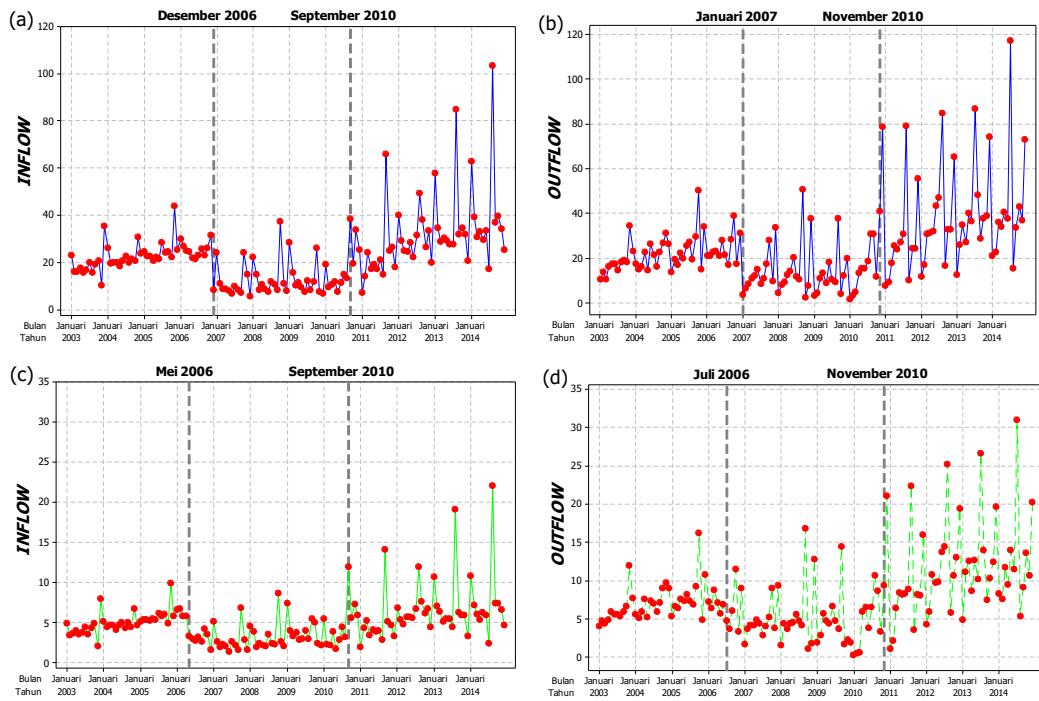
*(Halaman Ini Sengaja Dikosongkan)*

## BAB IV

### ANALISIS DAN PEMBAHASAN

#### 4.1 Karakteristik Peredaran Uang Kartal Bank Indonesia

Pada analisis deskriptif ini, pola yang terbentuk dari data *inflow* dan *outflow* uang kartal Bank Indonesia di tingkat Nasional dan Provinsi DKI Jakarta ditampilkan menggunakan plot *time series* pada Gambar 4.1.



**Gambar 4.1** Plot *Time Series Inflow* dan *Outflow* Uang Kartal di Tingkat Nasional (a) (b) dan Provinsi DKI Jakarta (c) (d)

Gambar 4.1 merupakan plot *time series* dari data *inflow* dan *outflow* uang kartal di tingkat Nasional dan Provinsi DKI Jakarta dari bulan Januari 2003 hingga Desember 2014, menunjukkan bahwa *inflow* maupun *outflow* uang kartal di kedua tingkatan pada awal tahun 2003 hingga pertengahan tahun 2006 cenderung meningkat, namun terjadi penurunan pada bulan selanjutnya dan sekitar pertengahan tahun 2006 hingga akhir tahun 2010 pergerakan *inflow* maupun *outflow* stabil, kemudian *inflow* dan *outflow* uang kartal kembali meningkat hingga tahun 2014.

Selain menggunakan plot *time series*, untuk mengetahui karakteristik data *inflow* dan *outflow* uang kartal Bank Indonesia di tingkat Nasional dan Provinsi

DKI Jakarta dapat menggunakan statistika deskriptif. Statistika deskriptif dari data *inflow* dan *outflow* uang kartal ditunjukkan pada Tabel 4.1.

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

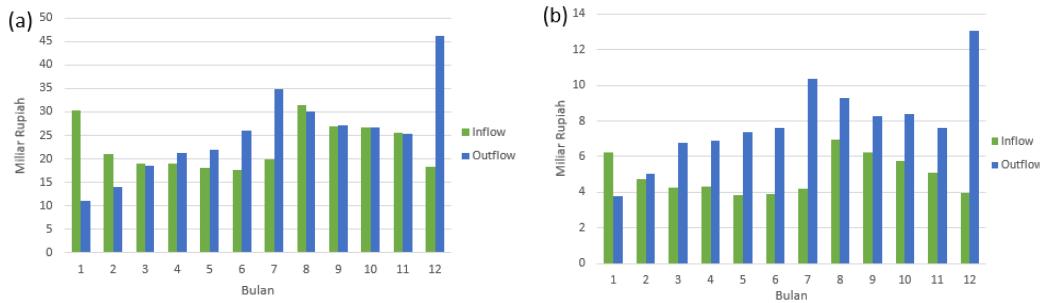
Variabel	N	Nasional						Provinsi DKI Jakarta					
		Rata-Rata	St.dev	Maks.	Min.	Range	Rata-Rata	St.dev	Maks.	Min.	Range		
<i>Inflow</i>	144	22,87	13,88	103,20	5,49	97,71	4,96	2,86	21,99	1,39	20,61		
<i>Outflow</i>	144	25,26	18,19	116,88	1,95	114,92	7,87	5,18	31,01	0,18	30,83		

Berdasarkan Tabel 4.1, didapatkan bahwa rata-rata peredaran uang kartal di tingkat Nasional mulai bulan Januari 2003 hingga Desember 2014 mencapai 22,87 miliar untuk *inflow* dengan deviasi standar sebesar 13,88 dan 25,26 miliar untuk *outflow* dengan deviasi standar sebesar 18,19. *Inflow* tertinggi sebesar 103,20 miliar pada bulan Agustus 2014, dimana pada bulan tersebut merupakan satu bulan setelah hari raya Idul Fitri, sementara *inflow* terendah sebesar 5,49 miliar pada bulan Desember 2007, sehingga *range* yang dihasilkan adalah 97,71 miliar. Untuk *outflow* tertinggi berada pada bulan Juli 2014 sebesar 116,88 miliar yang bertepatan dengan bulan hari raya Idul Fitri, sementara *outflow* terendah berada pada bulan Januari 2010 sebesar 1,95 miliar, maka *range* yang diperoleh sebesar 114,92 miliar.

Kemudian, rata-rata yang dihasilkan pada tingkat Provinsi DKI Jakarta akan mempunyai nilai yang lebih rendah dibandingkan dengan tingkat Nasional. Rata-rata yang diperoleh sebesar 4,96 miliar untuk *inflow* dengan deviasi standar sebesar 2,86 dan 7,87 miliar untuk *outflow* dengan deviasi standar sebesar 5,18. *Inflow* tertinggi sebesar 21,99 miliar pada bulan yang sama dengan tingkat Nasional yaitu Agustus 2014, sementara *inflow* terendah sebesar 1,39 miliar pada bulan Juni 2007, sehingga *range* yang dihasilkan adalah 20,61 miliar. Untuk *outflow* tertinggi dan terendah berada pada bulan yang sama dengan tingkat Nasional masing-masing sebesar 31,01 miliar dan 0,18 miliar, maka *range* yang diperoleh sebesar 30,83 miliar. Selain itu, dapat pula dinyatakan bahwa variasi *outflow* lebih tinggi dibandingkan dengan *inflow* di tingkat Nasional maupun Provinsi DKI Jakarta. Hal tersebut dapat dilihat pada nilai deviasi standar serta *range* *outflow* yang lebih besar dibandingkan nilai *inflow*.

Selanjutnya untuk melihat pergerakan rata-rata bulanan *inflow* dan *outflow* uang kartal di tingkat Nasional dan Provinsi DKI Jakarta dapat menggunakan

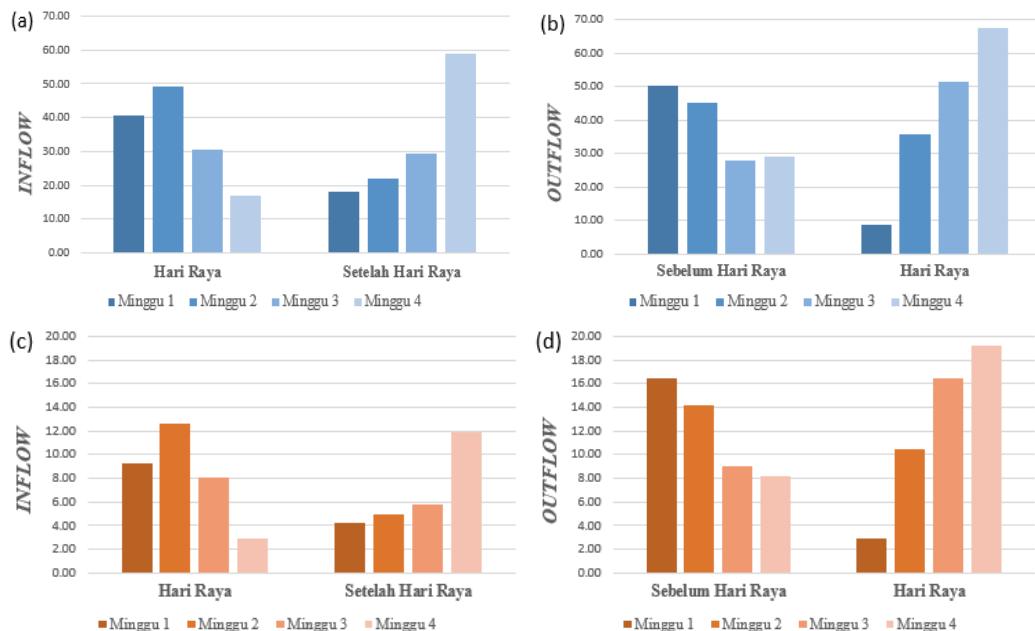
diagram batang. Diagram batang masing-masing tingkatan ditampilkan pada Gambar 4.2.



**Gambar 4.2** Diagram Batang Rata-Rata Bulanan *Inflow* dan *Outflow* Uang Kartal di Tingkat Nasional (a) dan Provinsi DKI Jakarta (b)

Gambar 4.2 menunjukkan bahwa rata-rata bulanan tertinggi *inflow* di tingkat Nasional dan Provinsi DKI Jakarta terjadi pada bulan Januari, Agustus, September, Oktober, dan November. Pada bulan Januari mempunyai nilai *inflow* yang tinggi dikarenakan bulan tersebut merupakan bulan setelah perayaan Natal dan tahun baru, sehingga masyarakat cenderung menyetorkan uang ke Bank, sementara pada bulan Agustus, September, Oktober, dan November merupakan bulan-bulan yang berkaitan dengan terjadinya hari raya Idul Fitri. Untuk rata-rata bulanan tertinggi *outflow* di kedua tingkatan terjadi bulan Juli, Agustus, September, Oktober, November, dan Desember. Sama halnya dengan pergerakan *inflow*, pada bulan-bulan Juli, Agustus, September, Oktober, dan November merupakan bulan-bulan yang berkaitan dengan terjadinya hari raya Idul Fitri. Pada bulan Desember merupakan bulan perayaan Natal dan tahun baru, sehingga masyarakat cenderung menarik uang dari Bank.

Berdasarkan diagram batang pada Gambar 4.2, diperoleh bahwa adanya pengaruh hari raya Idul Fitri terhadap pergerakan *inflow* dan *outflow* pada tingkat Nasional dan Provinsi DKI Jakarta. Pada penelitian-penelitian sebelumnya sudah dinyatakan bahwa pengaruh hari raya Idul Fitri berkaitan dengan minggu terjadinya hari raya Idul Fitri. Hal tersebut dibuktikan menggunakan diagram batang pada Gambar 4.3.



**Gambar 4.3** Diagram Batang Rata-Rata *Inflow* dan *Outflow* Menurut Hari Raya Idul Fitri di Tingkat Nasional (a) (b) dan Provinsi DKI Jakarta (c) (d)

Gambar 4.3 (a) dan (c) menunjukkan pergerakan *inflow* pada saat dan setelah hari raya Idul Fitri di masing-masing tingkatan, sementara Gambar 4.3 (b) dan (d) menggambarkan pergerakan *outflow* pada saat dan sebelum hari raya Idul Fitri. Berdasarkan ke-4 gambar di atas dapat diambil dugaan sebagai berikut.

#### 1. Pergerakan *Inflow*

- Ketika hari raya Idul Fitri jatuh pada minggu pertama, maka rata-rata *inflow* akan mengalami kenaikan pada saat bulan tersebut. Rata-rata *inflow* yang dihasilkan sebesar 40,59 miliar untuk Nasional dan 9,27 miliar untuk Provinsi DKI Jakarta. Untuk satu bulan setelah hari raya Idul Fitri, rata-rata *inflow* menurun, yaitu 18,14 miliar untuk Nasional dan 4,20 miliar untuk Provinsi DKI Jakarta. Dapat juga disimpulkan bahwa rata-rata *inflow* pada saat bulan hari raya Idul Fitri mencapai 2 kali lipat rata-rata pada satu bulan setelah hari raya Idul Fitri, apabila hari raya Idul Fitri jatuh pada minggu pertama.
- Hal yang serupa juga terjadi apabila hari raya Idul Fitri jatuh pada minggu kedua, yaitu rata-rata *inflow* akan mengalami kenaikan pada saat bulan tersebut. Rata-rata *inflow* yang dihasilkan sebesar 49,04 miliar untuk Nasional dan 12,61 miliar untuk Provinsi DKI Jakarta. Untuk satu bulan

setelah hari raya Idul Fitri, rata-rata *inflow* menurun, yaitu 21,95 miliar untuk Nasional dan 4,90 miliar untuk Provinsi DKI Jakarta.

- c. Berbeda dengan poin (a) dan (b), apabila hari raya Idul Fitri jatuh pada minggu ketiga, maka rata-rata *inflow* pada saat dan satu bulan setelah hari raya Idul Fitri mempunyai nilai yang tidak berbeda jauh. Untuk tingkat Nasional, rata-rata *inflow* sebesar 30,55 miliar pada saat bulan hari raya Idul Fitri dan 29,26 miliar pada satu bulan setelah hari raya Idul Fitri. Sementara untuk tingkat Provinsi DKI Jakarta, rata-rata *inflow* sebesar 8,07 miliar pada saat bulan hari raya Idul Fitri dan 5,76 miliar pada satu bulan setelah hari raya Idul Fitri.
- d. Apabila hari raya Idul Fitri jatuh pada minggu keempat, maka rata-rata *inflow* akan mengalami kenaikan pada satu bulan setelah hari raya Idul Fitri. Hal tersebut merupakan situasi yang berkebalikan dengan hari raya Idul Fitri yang jatuh pada minggu pertama dan kedua.

## 2. Pergerakan *Outflow*

- a. Ketika hari raya Idul Fitri jatuh pada minggu pertama, maka rata-rata *outflow* akan mengalami kenaikan pada satu bulan sebelum hari raya Idul Fitri. Rata-rata *outflow* yang dihasilkan sebesar 50,41 miliar untuk Nasional dan 16,50 miliar untuk Provinsi DKI Jakarta. Pada saat bulan hari raya Idul Fitri, rata-rata *outflow* menurun, yaitu 8,81 miliar untuk Nasional dan 2,95 miliar untuk Provinsi DKI Jakarta. Dapat juga disimpulkan bahwa rata-rata *outflow* pada saat bulan hari raya Idul Fitri menurun sangat signifikan mencapai 5 kali lipat lebih rendah dari rata-rata pada satu bulan sebelum hari raya Idul Fitri, apabila hari raya Idul Fitri jatuh pada minggu pertama.
- b. Berbeda dengan poin (a), apabila hari raya Idul Fitri jatuh pada minggu kedua, maka rata-rata *outflow* pada bulan dan satu bulan sebelum hari raya Idul Fitri mempunyai nilai yang tidak berbeda jauh. Untuk tingkat Nasional, rata-rata *outflow* sebesar 44,99 miliar pada satu bulan sebelum hari raya Idul Fitri dan 35,83 miliar pada saat bulan hari raya Idul Fitri. Sementara untuk tingkat Provinsi DKI Jakarta, rata-rata *outflow* sebesar 14,15 miliar pada satu bulan sebelum hari raya Idul Fitri dan 10,51 miliar pada saat bulan hari raya Idul Fitri.

- c. Peningkatan rata-rata *outflow* jika hari raya Idul Fitri jatuh pada minggu ketiga merupakan kondisi yang berbanding terbalik dengan hari raya Idul Fitri yang jatuh pada minggu pertama. Dapat ditunjukkan bahwa rata-rata *outflow* akan mengalami peningkatan pada bulan saat terjadi hari raya Idul Fitri di masing-masing tingkatan. Untuk tingkat Nasional, rata-rata *outflow* pada bulan hari raya Idul Fitri sebesar 51,32 miliar dan pada satu bulan sebelum hari raya Idul Fitri hanya sebesar 27,93 miliar. Sementara pada tingkat Provinsi DKI Jakarta, rata-rata *outflow* pada bulan hari raya Idul Fitri sebesar 16,47 miliar dan pada satu bulan sebelum hari raya Idul Fitri hanya sebesar 9,05 miliar.
- d. Apabila hari raya Idul Fitri jatuh pada minggu keempat, maka rata-rata *outflow* akan meningkat pada bulan hari raya Idul Fitri. Hal tersebut merupakan kondisi yang sama dengan hari raya Idul Fitri yang jatuh pada minggu ketiga pada poin (c).

Selanjutnya untuk mendukung pemodelan VARI-X, terlebih dahulu perlu melihat hubungan atau korelasi antara *inflow* dan *outflow* untuk mendukung pemodelan selanjutnya. Hubungan atau korelasi antar variabel ini dapat dilihat menggunakan korelasi *Pearson* yang ditampilkan pada Tabel 4.2.

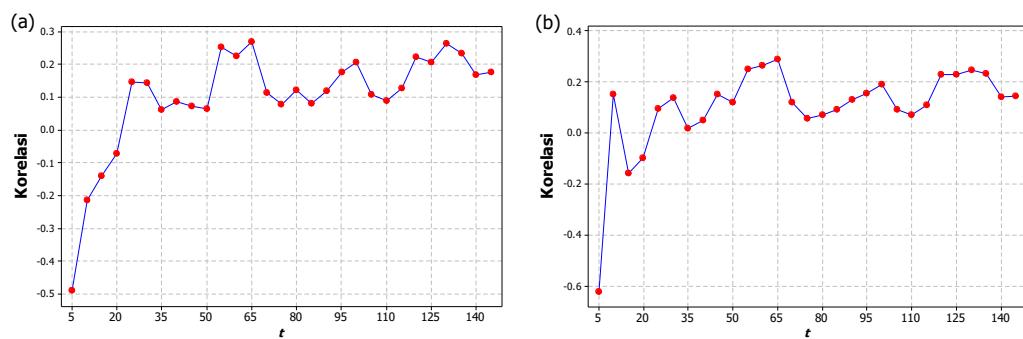
**Tabel 4.2** Korelasi *Inflow* dan *Outflow*

	$Z_{11,t}$	$Z_{21,t}$	$Z_{12,t}$	$Z_{22,t}$
$Z_{11,t}$	1	0,176**	-	-
$Z_{21,t}$	0,176**	1	-	-
$Z_{12,t}$	-	-	1	0,145*
$Z_{22,t}$	-	-	0,145*	1

Keterangan : \* = signifikan pada  $\alpha = 10\%$   
 \*\* = signifikan pada  $\alpha = 5\%$   
 \*\*\* = signifikan pada  $\alpha = 1\%$

Hasil dari korelasi *Pearson* pada Tabel 4.2 menunjukkan bahwa terdapat hubungan yang positif antar semua variabel *inflow* dan *outflow* di kedua tingkatan. *Inflow* dan *outflow* tingkat Nasional mempunyai hubungan yang tidak begitu kuat sebesar 0,176, namun hubungan tersebut signifikan pada taraf signifikansi sebesar 5%. Pada tingkat Provinsi DKI Jakarta juga menghasilkan perolehan yang sama yaitu dengan

angka korelasi sebesar 0,145, namun hubungan tersebut juga masih signifikan pada taraf signifikansi sebesar 10%. Kemudian untuk mendukung pemodelan DCC-MGARCH, terlebih dahulu perlu dilihat apakah korelasi antara *inflow* dan *outflow* pada masing-masing tingkatan mempunyai pola konstan atau dinamis terhadap waktu. Pada Gambar 4.4 diperoleh bahwa korelasi antara *inflow* dan *outflow* pada masing-masing tingkatan mempunyai pola dinamis terhadap waktu ( $t$ ) yang ditunjukkan adanya perubahan-perubahan nilai korelasi yang cukup signifikan ketika waktu ( $t$ ) bertambah.



Gambar 4.4 Plot Korelasi *Inflow* dan *Outflow* Tingkat Nasional (a) dan Provinsi DKI Jakarta (b)

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

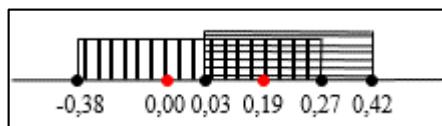
Pada pemodelan VARI-X hanya menggunakan data *in-sample* saja yaitu mulai bulan Januari 2003 hingga Desember 2013 yaitu sebanyak 132 observasi untuk masing-masing *inflow* dan *outflow*. Sebelum melakukan pemodelan VARI-X, data *inflow* dan *outflow* pada tingkat Nasional dan Provinsi DKI Jakarta harus bersifat stasioner dalam varians maupun rata-rata. Untuk mendeteksi data stasioner dalam varians secara univariat menggunakan plot Box-Cox dengan melihat nilai *lambda* sebesar 1 atau batas LCL dan UCL memuat angka 1. Hasil dari plot Box-Cox ditampilkan pada Tabel 4.3.

Tabel 4.3 Hasil Plot Box-Cox

Variabel	Nasional			Provinsi DKI Jakarta		
	Lambda ( $\lambda$ )	LCL	UCL	Lambda ( $\lambda$ )	LCL	UCL
<i>Inflow</i>	0,00	-0,28	0,32	0,00	-0,38	0,27
<i>Outflow</i>	0,00	-0,10	0,33	0,19	0,03	0,42

Berdasarkan Tabel 4.3, pada tingkat Nasional diperoleh bahwa nilai *lambda* sebesar 0 untuk *inflow* dan *outflow*, sehingga untuk mengubah data *inflow* dan *outflow*

menjadi stasioner dalam varians menggunakan transformasi  $\ln$  (berdasarkan Tabel 2.1). Selanjutnya pada tingkat Provinsi DKI Jakarta diperoleh bahwa nilai  $\lambda$  sebesar 0 untuk *inflow* dan 0,19 untuk *outflow*, sehingga untuk mengubah data *inflow* menjadi stasioner dalam varians menggunakan transformasi  $\ln$ , sementara untuk *outflow* yaitu data dikuadratkan sebesar 0,19. Hasil nilai  $\lambda$  pada tingkat Provinsi DKI Jakarta ini berbeda, maka dari itu kita perlu mencari irisan batas LCL dan UCL untuk mempermudah pemodelan dan peramalan.



**Gambar 4.5** Titik-Titik Nilai  $\lambda$ , LCL, dan UCL

Menggunakan bantuan Gambar 4.5, diperoleh bahwa transformasi menggunakan kuadrat 0,19 pada masing-masing data dapat menghasilkan data stasioner dalam varians. Hasil transformasi masing-masing data pada tingkat Nasional dan Provinsi DKI Jakarta ditampilkan pada Tabel 4.4.

**Tabel 4.4** Hasil Plot Box-Cox Setelah Transformasi

Variabel	Nasional			Provinsi DKI Jakarta		
	$\lambda$	LCL	UCL	$\lambda$	LCL	UCL
<i>Inflow</i>	1,00	0,23	1,90	-0,50	-2,04	1,29
<i>Outflow</i>	1,00	0,77	1,87	1,00	0,07	2,12

Kemudian, untuk mendeteksi kestasioneran dalam rata-rata secara univariat dapat dilihat pada plot ACF dan PACF, serta melakukan pengujian menggunakan uji *Augmented Dickey-Fuller* (ADF). Hasil dari plot ACF dan PACF untuk *inflow* dan *outflow* pada tingkat Nasional maupun Provinsi DKI Jakarta menghasilkan bahwa plot ACF menunjukkan pola turun lambat (*dies down*) dan plot PACF menunjukkan pola *cut off* (Lampiran C(c) dan D(c)). Hasil perolehan kedua plot tersebut dapat dikatakan bahwa secara visual data tidak stasioner dalam rata-rata. Hal tersebut juga diperkuat oleh hasil pengujian ADF *non-seasonal* yang ditampilkan pada Tabel 4.5. Berdasarkan Tabel 4.5 diperoleh bahwa pada model pertama menggunakan *lag 1* mempunyai *error* yang belum *white noise* melalui plot ACF (Lampiran C(d) dan D(d)), sehingga pemodelan dengan *lag 1* tidak dapat digunakan dalam pengujian ADF.

**Tabel 4.5** Pengujian ADF Non-Seasonal

Variabel	Tipe	Lag	Nasional		Provinsi DKI Jakarta	
			Tau ( $\tau$ )	Nilai P	Tau ( $\tau$ )	Nilai p
$Z_{1i,t}$	<i>Trend</i>	1	-4,17	0,0065	-5,12	0,0003
		12	-1,03	0,9359	-1,34	0,8736
$Z_{2i,t}$	<i>Trend</i>	1	-5,31	0,0001	-5,18	0,0002
		12	-0,54	0,9802	-0,81	0,9615

Langkah selanjutnya menentukan *lag* yang signifikan menggunakan plot PACF dari model pertama (Lampiran C(d) dan D(d)), dimana didapatkan bahwa *lag* 12 signifikan. Maka dari itu dalam pengujian ADF *non-seasonal* menggunakan model kedua. Hasil dari pengujian ADF menggunakan model kedua mendukung dugaan identifikasi awal secara visual, yaitu dinyatakan bahwa data *inflow* maupun *outflow* belum stasioner dalam rata-rata. Hal tersebut ditunjukkan dengan nilai *p* yang lebih besar dari *alpha* 10%, sehingga perlu dilakukan *differencing* orde 1 pada masing-masing data. Kondisi pada pengujian ADF *non-seasonal* ini berlaku untuk tingkat Nasional maupun Provinsi DKI Jakarta. Setelah melakukan *differencing* orde 1, untuk mengetahui apakah keseluruhan data sudah stasioner dalam rata-rata, secara visual dapat menggunakan plot ACF dan PACF. Hasil plot pada masing-masing data untuk tingkat Nasional dan Provinsi DKI Jakarta dapat dilihat lebih rinci pada Lampiran C(e) dan D(e). Hasil plot menunjukkan bahwa secara keseluruhan pada lag 12 keluar dari batas (signifikan), namun pada lag-lag selanjutnya tidak keluar dari batas, dapat diidentifikasi bahwa tidak perlu melakukan *differencing seasonal*. Hal tersebut juga diperkuat oleh hasil uji ADF *seasonal* pada Tabel 4.6, yang menghasilkan bahwa masing-masing data di tingkat Nasional maupun Provinsi DKI Jakarta yang telah *didifferencing* 1 tidak perlu dilanjutkan untuk *differencing seasonal*, sehingga telah memenuhi syarat stasioner dalam rata-rata.

**Tabel 4.6** Pengujian ADF Seasonal

Variabel	Tipe	Lag	Nasional		Provinsi DKI Jakarta	
			Tau ( $\tau$ )	Nilai p	Tau ( $\tau$ )	Nilai p
$Z_{1i,t}^*$	<i>Trend</i>	1	-6,54	< 0,01	-6,27	< 0,01
		2	-6,04	< 0,01	-5,67	< 0,01
$Z_{2i,t}^*$	<i>Trend</i>	1	-4,02	0,0107	-5,00	< 0,01
		2	-4,08	< 0,01	-5,02	< 0,01

Langkah selanjutnya yaitu memilih orde untuk model VARI-X menggunakan nilai AICc minimum. Berdasarkan Tabel 4.7, tingkat Nasional maupun

Provinsi DKI Jakarta menunjukkan bahwa nilai AICc terkecil berada pada orde AR 11 masing-masing sebesar -3,624 dan -8,623. Sehingga dapat diperoleh bahwa orde AR terbaik sementara untuk model VARI-X tingkat Nasional maupun Provinsi DKI Jakarta yaitu AR 11, serta untuk orde deret *input* menggunakan orde 2 untuk masing-masing tingkatan. Orde yang digunakan pada deret *input* tersebut berdasarkan dengan variabel yang diolah hanya menggunakan variabel satu bulan sebelum hari raya Idul Fitri, sehingga untuk memunculkan pengaruh bulan hari raya Idul Fitri dan satu bulan setelah hari raya Idul Fitri menggunakan orde 2.

**Tabel 4.7** Nilai AICc

Nasional		Provinsi DKI Jakarta	
Lag	MA 0	Lag	MA 0
AR 0	-1,915	AR 0	-7,121
AR 1	-2,432	AR 1	-7,681
AR 2	-2,770	AR 2	-7,976
AR 3	-2,774	AR 3	-7,959
AR 4	-2,744	AR 4	-7,921
AR 5	-2,782	AR 5	-7,942
AR 6	-2,792	AR 6	-7,938
AR 7	-2,851	AR 7	-8,084
AR 8	-2,762	AR 8	-7,995
AR 9	-2,666	AR 9	-7,902
AR 10	-2,668	AR 10	-7,950
AR 11	-3,624	AR 11	-8,623
AR 12	-3,537	AR 12	-8,512

Sesuai dengan deteksi di atas, sebagai contoh pada tingkat Nasional dapat diperoleh model dugaan VARI-X(11,1,2) untuk *inflow* dan *outflow* menggunakan persamaan (2.13). Sehingga model dugaan *inflow* ditampilkan pada persamaan (4.1) dan *outflow* pada persamaan (4.2).

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

lalu menguraikan  $Z_{11,t}^*$ ,  $Z_{21,t}^*$ ,  $Z_{11,t-1}^*$ ,  $Z_{21,t-1}^*$ ,  $Z_{11,t-2}^*$ ,  $Z_{21,t-2}^*$ ,  $Z_{11,t-3}^*$ , ...,  $Z_{11,t-11}^*$ , dan  $Z_{21,t-11}^*$  dengan mensubstitusi *differencing* orde 1, sebagai berikut,

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

atau:

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

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

Menggunakan cara yang sama, diperoleh juga model dugaan tingkat Provinsi DKI Jakarta, yaitu VARI-X(11,1,2) untuk *inflow* dan *outflow* pada persamaan (4.3) dan *outflow* pada persamaan (4.4).

$$\begin{aligned}
Z_{12,t} = & Z_{12,t-1} + \phi_{1,11} Z_{12,t-1} - \phi_{1,11} Z_{12,t-2} + \phi_{1,12} Z_{22,t-1} - \phi_{1,12} Z_{22,t-2} + \phi_{2,11} Z_{12,t-2} - \phi_{2,11} Z_{12,t-3} \\
& + \phi_{2,12} Z_{22,t-2} - \phi_{2,12} Z_{22,t-3} + \phi_{3,11} Z_{12,t-3} - \phi_{3,11} Z_{12,t-4} + \phi_{3,12} Z_{22,t-3} - \phi_{3,12} Z_{22,t-4} + \phi_{4,11} Z_{12,t-4} \\
& - \phi_{4,11} Z_{12,t-5} + \phi_{4,12} Z_{22,t-4} - \phi_{4,12} Z_{22,t-5} + \phi_{5,11} Z_{12,t-5} - \phi_{5,11} Z_{12,t-6} + \phi_{5,12} Z_{22,t-5} - \phi_{5,12} Z_{22,t-6} \\
& + \phi_{6,11} Z_{12,t-6} - \phi_{6,11} Z_{12,t-7} + \phi_{6,12} Z_{22,t-6} - \phi_{6,12} Z_{22,t-7} + \phi_{7,11} Z_{12,t-7} - \phi_{7,11} Z_{12,t-8} + \phi_{7,12} Z_{22,t-7} \\
& - \phi_{7,12} Z_{22,t-8} + \phi_{8,11} Z_{12,t-8} - \phi_{8,11} Z_{12,t-9} + \phi_{8,12} Z_{22,t-8} - \phi_{8,12} Z_{22,t-9} + \phi_{9,11} Z_{12,t-9} - \phi_{9,11} Z_{12,t-10} \\
& + \phi_{9,12} Z_{22,t-9} - \phi_{9,12} Z_{22,t-10} + \phi_{10,11} Z_{12,t-10} - \phi_{10,11} Z_{12,t-11} + \phi_{10,12} Z_{22,t-10} - \phi_{10,12} Z_{22,t-11} \\
& + \phi_{11,11} Z_{12,t-11} - \phi_{11,11} Z_{12,t-12} + \phi_{11,12} Z_{22,t-11} - \phi_{11,12} Z_{22,t-12} + \theta_{0,11} V_{1,t} + \theta_{0,12} V_{2,t} + \theta_{0,13} V_{3,t} \\
& + \theta_{0,14} V_{4,t} + \theta_{1,11} V_{1,t-1} + \theta_{1,12} V_{2,t-1} + \theta_{1,13} V_{3,t-1} + \theta_{1,14} V_{4,t-1} + \theta_{2,11} V_{1,t-2} + \theta_{2,12} V_{2,t-2} \\
& + \theta_{2,13} V_{3,t-2} + \theta_{2,14} V_{4,t-2} + a_{11,t}
\end{aligned} \tag{4.3}$$

$$\begin{aligned}
Z_{22,t} = & Z_{22,t-1} + \phi_{1,21} Z_{12,t-1} - \phi_{1,21} Z_{12,t-2} + \phi_{1,22} Z_{22,t-1} - \phi_{1,22} Z_{22,t-2} + \phi_{2,21} Z_{12,t-2} - \phi_{2,21} Z_{12,t-3} \\
& + \phi_{2,22} Z_{22,t-2} - \phi_{2,22} Z_{22,t-3} + \phi_{3,21} Z_{12,t-3} - \phi_{3,21} Z_{12,t-4} + \phi_{3,22} Z_{22,t-3} - \phi_{3,22} Z_{22,t-4} + \phi_{4,21} Z_{12,t-4} \\
& - \phi_{4,21} Z_{12,t-5} + \phi_{4,22} Z_{22,t-4} - \phi_{4,22} Z_{22,t-5} + \phi_{5,21} Z_{12,t-5} - \phi_{5,21} Z_{12,t-6} + \phi_{5,22} Z_{22,t-5} - \phi_{5,22} Z_{22,t-6} \\
& + \phi_{6,21} Z_{12,t-6} - \phi_{6,21} Z_{12,t-7} + \phi_{6,22} Z_{22,t-6} - \phi_{6,22} Z_{22,t-7} + \phi_{7,21} Z_{12,t-7} - \phi_{7,21} Z_{12,t-8} + \phi_{7,22} Z_{22,t-7} \\
& - \phi_{7,22} Z_{22,t-8} + \phi_{8,21} Z_{12,t-8} - \phi_{8,21} Z_{12,t-9} + \phi_{8,22} Z_{22,t-8} - \phi_{8,22} Z_{22,t-9} + \phi_{9,21} Z_{12,t-9} - \phi_{9,21} Z_{12,t-10} \\
& + \phi_{9,22} Z_{22,t-9} - \phi_{9,22} Z_{22,t-10} + \phi_{10,21} Z_{12,t-10} - \phi_{10,21} Z_{12,t-11} + \phi_{10,22} Z_{22,t-10} - \phi_{10,22} Z_{22,t-11} \\
& + \phi_{11,21} Z_{12,t-11} - \phi_{11,21} Z_{12,t-12} + \phi_{11,22} Z_{22,t-11} - \phi_{11,22} Z_{22,t-12} + \theta_{0,21} V_{1,t} + \theta_{0,22} V_{2,t} + \theta_{0,23} V_{3,t} \\
& + \theta_{0,24} V_{4,t} + \theta_{1,21} V_{1,t-1} + \theta_{1,22} V_{2,t-1} + \theta_{1,23} V_{3,t-1} + \theta_{1,24} V_{4,t-1} + \theta_{2,21} V_{1,t-2} \\
& + \theta_{2,22} V_{2,t-2} + \theta_{2,23} V_{3,t-2} + \theta_{2,24} V_{4,t-2} + a_{22,t}
\end{aligned} \tag{4.4}$$

Estimasi parameter pada persamaan (4.1), (4.2), (4.3), dan (4.4) diperoleh bahwa terdapat beberapa parameter yang tidak signifikan terhadap model pada *alpha* 1%, 5%, maupun 10%. Sehingga variabel perlu dikeluarkan satu per satu dari model, berdasarkan nilai  $t_{hitung}$  terendah dan nilai  $p$  tertinggi. Hasil dari estimasi parameter model terbaik VARI-X tingkat Nasional ditampilkan pada Tabel 4.8 dan model terbaik VARI-X tingkat Provinsi DKI Jakarta ditampilkan pada Tabel 4.9.

**Tabel 4.8** Estimasi Parameter Model Terbaik VARI-X Tingkat Nasional

Para-meter	<i>Inflow (Z<sub>11,t</sub>)</i>					<i>Outflow (Z<sub>21,t</sub>)</i>				
	Estimasi	Std. Error	t <sub>hitung</sub>	Nilai p	Para-meter	Estimasi	Std. Error	t <sub>hitung</sub>	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	
$\theta_{1,11}$	0,880	0,221	3,980	0,000	$\phi_{6,22}$	-0,577	0,105	-5,520	0,000	
$\theta_{1,12}$	1,131	0,189	5,990	0,000	$\phi_{7,21}$	0,478	0,137	3,480	0,001	
$\theta_{1,13}$	0,569	0,191	2,980	0,004	$\phi_{7,22}$	-0,487	0,108	-4,490	0,000	
$\theta_{2,14}$	0,611	0,216	2,830	0,006	$\phi_{8,21}$	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	
					$\theta_{0,21}$	0,615	0,244	2,520	0,014	
					$\theta_{0,22}$	0,607	0,215	2,830	0,006	
					$\theta_{1,21}$	-1,286	0,244	-5,280	0,000	

**Tabel 4.9** Estimasi Parameter Model Terbaik VARI-X Tingkat Provinsi DKI Jakarta

Parameter	Inflow ( $Z_{12,t}$ )					Outflow ( $Z_{22,t}$ )				
	Estimasi	Std. Error	$t_{hitung}$	Nilai p	Parameter	Estimasi	Std. Error	$t_{hitung}$	Nilai p	
$\phi_{1,11}$	-0,830	0,078	-10,710	0,000	$\phi_{1,21}$	0,534	0,145	3,690	0,000	
$\phi_{1,12}$	0,168	0,043	3,920	0,000	$\phi_{1,22}$	-0,715	0,068	-10,570	0,000	
$\phi_{2,11}$	-0,735	0,101	-7,300	0,000	$\phi_{2,21}$	0,433	0,171	2,540	0,013	
$\phi_{2,12}$	0,166	0,052	3,200	0,002	$\phi_{2,22}$	-0,584	0,087	-6,750	0,000	
$\phi_{3,11}$	-0,425	0,107	-3,970	0,000	$\phi_{3,21}$	0,591	0,202	2,930	0,004	
$\phi_{3,12}$	0,234	0,058	4,020	0,000	$\phi_{3,22}$	-0,414	0,097	-4,260	0,000	
$\phi_{4,11}$	-0,441	0,104	-4,220	0,000	$\phi_{4,21}$	0,569	0,210	2,710	0,008	
$\phi_{4,12}$	0,196	0,062	3,150	0,002	$\phi_{4,22}$	-0,442	0,106	-4,160	0,000	
$\phi_{5,11}$	-0,287	0,095	-3,020	0,003	$\phi_{5,21}$	0,549	0,219	2,510	0,014	
$\phi_{5,12}$	0,186	0,064	2,890	0,005	$\phi_{5,22}$	-0,547	0,112	-4,870	0,000	
$\phi_{6,11}$	-0,158	0,076	-2,070	0,041	$\phi_{6,21}$	0,673	0,213	3,160	0,002	
$\phi_{6,12}$	0,139	0,058	2,410	0,018	$\phi_{6,22}$	-0,583	0,118	-4,930	0,000	
$\phi_{7,12}$	0,156	0,046	3,400	0,001	$\phi_{7,21}$	0,771	0,204	3,780	0,000	
$\phi_{8,11}$	-0,167	0,074	-2,250	0,027	$\phi_{7,22}$	-0,448	0,121	-3,700	0,000	
$\phi_{9,11}$	-0,227	0,095	-2,380	0,020	$\phi_{8,21}$	0,879	0,185	4,740	0,000	
$\phi_{10,11}$	-0,231	0,098	-2,370	0,020	$\phi_{8,22}$	-0,447	0,123	-3,650	0,000	
$\phi_{10,12}$	0,090	0,042	2,130	0,036	$\phi_{9,21}$	0,856	0,169	5,080	0,000	
$\phi_{11,11}$	-0,192	0,088	-2,190	0,031	$\phi_{9,22}$	-0,547	0,116	-4,720	0,000	
$\phi_{11,12}$	0,095	0,046	2,050	0,043	$\phi_{10,21}$	0,733	0,151	4,870	0,000	
$\theta_{1,11}$	0,175	0,053	3,270	0,002	$\phi_{10,22}$	-0,608	0,101	-6,010	0,000	
$\theta_{1,12}$	0,274	0,049	5,630	0,000	$\phi_{11,21}$	0,694	0,122	5,710	0,000	
$\theta_{1,13}$	0,188	0,049	3,810	0,000	$\phi_{11,22}$	-0,640	0,075	-8,540	0,000	
$\theta_{2,13}$	-0,081	0,047	-1,700	0,092	$\theta_{0,21}$	0,228	0,081	2,820	0,006	
					$\theta_{0,22}$	0,186	0,072	2,570	0,012	
					$\theta_{1,21}$	-0,292	0,080	-3,630	0,001	
					$\theta_{1,24}$	0,195	0,086	2,270	0,026	
					$\theta_{2,21}$	-0,165	0,084	-1,950	0,054	
					$\theta_{2,22}$	-0,157	0,077	-2,030	0,046	

Dengan cara mensubstitusikan hasil estimasi parameter pada Tabel 4.8 ke persamaan (4.1) dan (4.2), maka diperoleh model terbaik VARI-X(11,1,2) untuk tingkat Nasional pada persamaan (4.5) dan (4.6), serta mensubstitusikan hasil estimasi parameter pada Tabel 4.9 ke persamaan (4.3) dan (4.4), maka diperoleh model terbaik VARI-X(11,1,2) untuk tingkat Provinsi DKI Jakarta pada persamaan (4.7) dan (4.8). (Catatan: variabel hari raya Idul Fitri disesuaikan dengan notasi variabel pada Bab III, yaitu  $V_{i,t} = V_{i,t}^-$ ,  $V_{i,t-1} = V_{i,t}$ , dan  $V_{i,t-2} = V_{i,t}^+$  )

$$\begin{aligned}\hat{Z}_{11,t} = & 0,331Z_{11,t-1} + 0,056Z_{11,t-2} + 0,446Z_{11,t-3} + 0,010Z_{11,t-4} + 0,157Z_{11,t-5} \\ & + 0,202Z_{21,t-1} - 0,090Z_{21,t-2} + 0,106Z_{21,t-3} - 0,077Z_{21,t-4} - 0,015Z_{21,t-5} - 0,126Z_{21,t-6} \\ & + 0,092Z_{21,t-10} + 0,067Z_{21,t-11} - 0,159Z_{21,t-12} + 0,880V_{1,t} + 1,131V_{2,t} + 0,569V_{3,t} \\ & + 0,611V_{4,t}^+\end{aligned}\quad (4.5)$$

Persamaan (4.5) menunjukkan bahwa pergerakan *inflow* di tingkat Nasional dipengaruhi oleh dirinya sendiri 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. Kemudian dari segi variasi kalender, pergerakan *inflow* dipengaruhi positif oleh bulan terjadinya hari raya Idul Fitri pada minggu pertama, kedua, dan ketiga masing-masing sebesar 0,880; 1,131; dan 0,569; serta dipengaruhi positif juga oleh satu bulan setelah terjadinya hari raya Idul Fitri pada minggu keempat sebesar 0,611. Pengaruh hari raya Idul Fitri yang dihasilkan oleh model *inflow* di tingkat Nasional ini memperkuat dugaan pada Gambar 4.3 yang menyatakan bahwa jumlah *inflow* akan meningkat pada bulan terjadinya hari raya Idul Fitri apabila hari raya Idul Fitri terjadi pada minggu pertama, kedua, dan ketiga, serta apabila hari raya Idul Fitri terjadi pada minggu keempat maka jumlah *inflow* akan meningkat pada satu bulan setelah hari raya Idul Fitri.

Kemudian menggunakan persamaan (4.5) contoh perhitungan taksiran *inflow* di tingkat Nasional pada bulan September, Oktober, dan November tahun 2007 yang merupakan bulan-bulan terjadinya hari raya Idul Fitri, dimana hari raya Idul Fitri jatuh pada minggu kedua sebagai berikut.

- a. Untuk bulan September 2007 (t=57).

$$\begin{aligned}
 \hat{Z}_{11,57} &= 0,331Z_{11,56} + 0,056Z_{11,55} + 0,446Z_{11,54} + 0,010Z_{11,53} + 0,157Z_{11,52} + 0,202Z_{21,56} \\
 &\quad - 0,090Z_{21,55} + 0,106Z_{21,54} - 0,077Z_{21,53} - 0,015Z_{21,52} - 0,126Z_{21,51} + 0,092Z_{21,47} \\
 &\quad + 0,067Z_{21,46} - 0,159Z_{21,45} + 0,880V_{1,57} + 1,131V_{2,57} + 0,569V_{3,57} + 0,611V_{4,57} \\
 &= 0,331(2,11884) + 0,056(2,27863) + 0,446(1,86146) + 0,010(2,04014) \\
 &\quad + 0,157(2,15213) + 0,202(2,40318) - 0,090(2,19462) + 0,106(2,72625) \\
 &\quad - 0,077(2,52889) - 0,015(2,39894) - 0,126(2,19080) + 0,092(2,87054) \\
 &\quad + 0,067(3,66654) - 0,159(3,35017) + 0,880(0) + 1,131(0) + 0,569(0) \\
 &\quad + 0,611(0) \\
 &= 2,065
 \end{aligned}$$

Kemudian hasil perhitungan di atas ditransformasi kembali menjadi berikut:

$$\begin{aligned}
 \hat{Z}_{11,57} &= e^{(2,065)} \\
 &= 7,883 \text{ miliar}
 \end{aligned}$$

- b. Untuk bulan Oktober 2007 (t=58).

$$\begin{aligned}
 \hat{Z}_{11,58} &= 0,331Z_{11,57} + 0,056Z_{11,56} + 0,446Z_{11,55} + 0,010Z_{11,54} + 0,157Z_{11,53} + 0,202Z_{21,57} \\
 &\quad - 0,090Z_{21,56} + 0,106Z_{21,55} - 0,077Z_{21,54} - 0,015Z_{21,53} - 0,126Z_{21,52} + 0,092Z_{21,48} \\
 &\quad + 0,067Z_{21,47} - 0,159Z_{21,46} + 0,880V_{1,58} + 1,131V_{2,58} + 0,569V_{3,58} + 0,611V_{4,58} \\
 &= 0,331(1,92291) + 0,056(2,11884) + 0,446(2,27863) + 0,010(1,86146) \\
 &\quad + 0,157(2,04014) + 0,202(2,86590) - 0,090(2,40318) + 0,106(2,19462) \\
 &\quad - 0,077(2,72625) - 0,015(2,52889) - 0,126(2,39894) + 0,092(3,44688) \\
 &\quad + 0,067(2,87054) - 0,159(3,66654) + 0,880(0) + 1,131(1) + 0,569(0) \\
 &\quad + 0,611(0) \\
 &= 3,213
 \end{aligned}$$

Kemudian hasil perhitungan di atas ditransformasi kembali menjadi berikut:

$$\begin{aligned}
 \hat{Z}_{11,58} &= e^{(3,213)} \\
 &= 24,852 \text{ miliar}
 \end{aligned}$$

- c. Untuk bulan November 2007 (t=59).

$$\begin{aligned}
 \hat{Z}_{11,59} &= 0,331Z_{11,58} + 0,056Z_{11,57} + 0,446Z_{11,56} + 0,010Z_{11,55} + 0,157Z_{11,54} + 0,202Z_{21,58} \\
 &\quad - 0,090Z_{21,57} + 0,106Z_{21,56} - 0,077Z_{21,55} - 0,015Z_{21,54} - 0,126Z_{21,53} + 0,092Z_{21,49} \\
 &\quad + 0,067Z_{21,48} - 0,159Z_{21,47} + 0,880V_{1,59} + 1,131V_{2,59} + 0,569V_{3,59} + 0,611V_{4,59}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= 0,331(3,17901) + 0,056(1,92291) + 0,446(2,11884) + 0,010(2,27863) \\
&\quad + 0,157(1,86146) + 0,202(3,34141) - 0,090(2,86590) + 0,106(2,40318) \\
&\quad - 0,077(2,19462) - 0,015(2,72625) - 0,126(2,52889) + 0,092(1,41305) \\
&\quad + 0,067(3,44688) - 0,159(2,87054) + 0,880(0) + 1,131(0) + 0,569(0) \\
&\quad + 0,611(0) \\
&= 2,468
\end{aligned}$$

Kemudian hasil perhitungan di atas ditransformasi kembali menjadi berikut:

$$\begin{aligned}
\hat{Z}_{11,59} &= e^{(2,468)} \\
&= 11,796 \text{ miliar}
\end{aligned}$$

Berdasarkan perhitungan taksiran di atas, diperoleh bahwa taksiran untuk bulan September 2007 sebesar 7,883 miliar, bulan Oktober 2007 sebesar 24,852 miliar, dan bulan November 2007 sebesar 11,796 miliar. Pada persamaan (4.5) dinyatakan bahwa apabila hari raya Idul Fitri jatuh pada minggu kedua, maka jumlah *inflow* akan meningkat pada bulan terjadinya hari raya Idul Fitri. Hal tersebut terbukti melalui perhitungan taksiran di atas, dimana bulan Oktober mempunyai nilai paling tinggi dibandingkan bulan September dan November yang merupakan bulan terjadinya hari raya Idul Fitri pada tahun 2007.

$$\begin{aligned}
\hat{Z}_{21,t} &= 0,488Z_{11,t-1} - 0,070Z_{11,t-2} + 0,056Z_{11,t-3} - 0,084Z_{11,t-4} - 0,038Z_{11,t-5} + 0,060Z_{11,t-6} \\
&\quad + 0,066Z_{11,t-7} + 0,168Z_{11,t-8} + 0,100Z_{11,t-9} - 0,125Z_{11,t-10} + 0,058Z_{11,t-11} - 0,679Z_{11,t-12} \\
&\quad + 0,264Z_{21,t-1} + 0,058Z_{21,t-2} + 0,141Z_{21,t-3} + 0,025Z_{21,t-4} - 0,033Z_{21,t-5} - 0,032Z_{21,t-6} \\
&\quad + 0,090Z_{21,t-7} + 0,005Z_{21,t-8} - 0,070Z_{21,t-9} - 0,098Z_{21,t-10} + 0,049Z_{21,t-11} \\
&\quad + 0,601Z_{21,t-12} + 0,615V_{1,t}^- + 0,607V_{2,t}^- - 1,286V_{1,t}^+ \tag{4.6}
\end{aligned}$$

Persamaan (4.6) menunjukkan bahwa pergerakan *outflow* di tingkat Nasional dipengaruhi oleh dirinya sendiri pada 1 bulan hingga 12 bulan sebelumnya, dan dipengaruhi juga oleh jumlah *inflow* pada 1 bulan hingga 12 bulan sebelumnya. Selanjutnya, pergerakan *outflow* dipengaruhi positif oleh satu bulan sebelum terjadinya hari raya Idul Fitri apabila hari raya Idul Fitri jatuh pada minggu pertama dan kedua masing-masing sebesar 0,615 dan 0,607, serta dipengaruhi negatif oleh bulan terjadinya hari raya Idul Fitri apabila hari raya Idul Fitri jatuh pada minggu pertama sebesar 1,286. Pengaruh hari raya Idul Fitri yang dihasilkan

oleh model *outflow* di tingkat Nasional ini juga memperkuat dugaan pada Gambar 4.3 yang menyatakan bahwa apabila hari raya Idul Fitri terjadi pada minggu pertama maka jumlah *outflow* akan meningkat pada satu bulan sebelumnya dan secara otomatis akan menurun pada bulan terjadinya hari raya Idul Fitri, serta apabila hari raya Idul Fitri terjadi pada minggu kedua maka jumlah *outflow* juga akan meningkat pada satu bulan sebelumnya.

Selanjutnya menggunakan persamaan (4.6) contoh perhitungan taksiran *outflow* di tingkat Nasional pada bulan Oktober, November, dan Desember tahun 2005 yang merupakan bulan-bulan terjadinya hari raya Idul Fitri, dimana hari raya Idul Fitri jatuh pada minggu pertama sebagai berikut.

a. Untuk bulan Oktober 2005 ( $t=34$ ).

$$\begin{aligned}
 \hat{Z}_{21,34} &= 0,488Z_{11,33} - 0,070Z_{11,32} + 0,056Z_{11,31} - 0,084Z_{11,30} - 0,038Z_{11,29} + 0,060Z_{11,28} \\
 &\quad + 0,066Z_{11,27} + 0,168Z_{11,26} + 0,100Z_{11,25} - 0,125Z_{11,24} + 0,058Z_{11,23} - 0,679Z_{11,22} \\
 &\quad + 0,264Z_{21,33} + 0,058Z_{21,32} + 0,141Z_{21,31} + 0,025Z_{21,30} - 0,033Z_{21,29} - 0,032Z_{21,28} \\
 &\quad + 0,090Z_{21,27} + 0,005Z_{21,26} - 0,070Z_{21,25} - 0,098Z_{21,24} + 0,049Z_{21,23} + 0,601Z_{21,22} \\
 &\quad + 0,615V_{1,34}^- + 0,607V_{2,34}^- - 1,286V_{1,34}^+ \\
 &= 0,488(3,19726) - 0,070(3,18676) + 0,056(3,34251) - 0,084(3,06108) \\
 &\quad - 0,038(3,09406) + 0,060(3,02935) + 0,066(3,11557) + 0,168(3,12002) \\
 &\quad + 0,100(3,18948) - 0,125(3,16977) + 0,058(3,41776) - 0,679(3,02972) \\
 &\quad + 0,264(3,39278) + 0,058(2,97683) + 0,141(3,31420) + 0,025(3,24377) \\
 &\quad - 0,033(3,00180) - 0,032(3,11409) + 0,090(2,85583) + 0,005(2,97421) \\
 &\quad - 0,070(2,65228) - 0,098(3,27403) + 0,049(3,44065) + 0,601(3,30025) \\
 &\quad + 0,615(1) + 0,607(0) - 1,286(0) \\
 &= 4,075
 \end{aligned}$$

Kemudian hasil perhitungan di atas ditransformasi kembali menjadi berikut:

$$\begin{aligned}
 \hat{Z}_{21,34} &= e^{(4,075)} \\
 &= 58,877 \text{ miliar}
 \end{aligned}$$

b. Untuk bulan November 2005 ( $t=35$ ).

$$\begin{aligned}
 \hat{Z}_{21,35} &= 0,488Z_{11,34} - 0,070Z_{11,33} + 0,056Z_{11,32} - 0,084Z_{11,31} - 0,038Z_{11,30} + 0,060Z_{11,29} \\
 &\quad + 0,066Z_{11,28} + 0,168Z_{11,27} + 0,100Z_{11,26} - 0,125Z_{11,25} + 0,058Z_{11,24} - 0,679Z_{11,23} \\
 &\quad + 0,264Z_{21,34} + 0,058Z_{21,33} + 0,141Z_{21,32} + 0,025Z_{21,31} - 0,033Z_{21,30} - 0,032Z_{21,29}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& +0,090Z_{21,28} + 0,005Z_{21,27} - 0,070Z_{21,26} - 0,098Z_{21,25} + 0,049Z_{21,24} + 0,601Z_{21,23} \\
& + 0,615V_{1,35}^- + 0,607V_{2,35}^- - 1,286V_{1,35} \\
= & 0,488(3,10320) - 0,070(3,19726) + 0,056(3,18676) - 0,084(3,34251) \\
& - 0,038(3,06108) + 0,060(3,09406) + 0,066(3,02935) + 0,168(3,11557) \\
& + 0,100(3,12002) - 0,125(3,18948) + 0,058(3,16977) - 0,679(3,41776) \\
& + 0,264(3,91700) + 0,058(3,39278) + 0,141(2,97683) + 0,025(3,31420) \\
& - 0,033(3,24377) - 0,032(3,00180) + 0,090(3,11409) + 0,005(2,85583) \\
& - 0,070(2,97421) - 0,098(2,65228) + 0,049(3,27403) + 0,601(3,44065) \\
& + 0,615(0) + 0,607(0) - 1,286(1) \\
= & 2,056
\end{aligned}$$

Kemudian hasil perhitungan di atas ditransformasi kembali menjadi berikut:

$$\begin{aligned}
\hat{Z}_{21,35} & = e^{(2,056)} \\
& = 7,818 \text{ miliar}
\end{aligned}$$

c. Untuk bulan Desember 2005 (t=36).

$$\begin{aligned}
\hat{Z}_{21,36} & = 0,488Z_{11,35} - 0,070Z_{11,34} + 0,056Z_{11,33} - 0,084Z_{11,32} - 0,038Z_{11,31} + 0,060Z_{11,30} \\
& + 0,066Z_{11,29} + 0,168Z_{11,28} + 0,100Z_{11,27} - 0,125Z_{11,26} + 0,058Z_{11,25} - 0,679Z_{11,24} \\
& + 0,264Z_{21,35} + 0,058Z_{21,34} + 0,141Z_{21,33} + 0,025Z_{21,32} - 0,033Z_{21,31} - 0,032Z_{21,30} \\
& + 0,090Z_{21,29} + 0,005Z_{21,28} - 0,070Z_{21,27} - 0,098Z_{21,26} + 0,049Z_{21,25} + 0,601Z_{21,24} \\
& + 0,615V_{1,36}^- + 0,607V_{2,36}^- - 1,286V_{1,36} \\
= & 0,488(3,77975) - 0,070(3,10320) + 0,056(3,19726) - 0,084(3,18676) \\
& - 0,038(3,34251) + 0,060(3,06108) + 0,066(3,09406) + 0,168(3,02935) \\
& + 0,100(3,11557) - 0,125(3,12002) + 0,058(3,18948) - 0,679(3,16977) \\
& + 0,264(2,71364) + 0,058(3,91700) + 0,141(3,39278) + 0,025(2,97683) \\
& - 0,033(3,31420) - 0,032(3,24377) + 0,090(3,00180) + 0,005(3,11409) \\
& - 0,070(2,85583) - 0,098(2,97421) + 0,049(2,65228) + 0,601(3,27403) \\
& + 0,615(0) + 0,607(0) - 1,286(0) \\
= & 3,438
\end{aligned}$$

Kemudian hasil perhitungan di atas ditransformasi kembali menjadi berikut:

$$\begin{aligned}
\hat{Z}_{21,36} & = e^{(3,438)} \\
& = 31,123 \text{ miliar}
\end{aligned}$$

Berdasarkan perhitungan taksiran di atas, diperoleh bahwa taksiran untuk bulan Oktober 2005 sebesar 58,877 miliar, bulan November 2005 sebesar 7,818 miliar, dan bulan Desember 2005 sebesar 31,123 miliar. Pada persamaan (4.6) dinyatakan bahwa apabila hari raya Idul Fitri jatuh pada minggu pertama, maka jumlah *outflow* akan meningkat pada satu bulan sebelum terjadinya hari raya Idul Fitri. Hal tersebut terbukti melalui perhitungan taksiran di atas, dimana bulan Oktober mempunyai nilai paling tinggi dibandingkan bulan November dan Desember yang merupakan satu bulan sebelum terjadinya hari raya Idul Fitri pada tahun 2005.

$$\begin{aligned}
 \hat{Z}_{12,t} = & 0,170Z_{12,t-1} + 0,095Z_{12,t-2} + 0,310Z_{12,t-3} - 0,016Z_{12,t-4} + 0,154Z_{12,t-5} + 0,129Z_{12,t-6} \\
 & + 0,158Z_{12,t-7} - 0,167Z_{12,t-8} - 0,060Z_{12,t-9} - 0,004Z_{12,t-10} + 0,039Z_{12,t-11} + 0,192Z_{12,t-12} \\
 & + 0,168Z_{22,t-1} - 0,002Z_{22,t-2} + 0,068Z_{22,t-3} - 0,038Z_{22,t-4} - 0,010Z_{22,t-5} - 0,047Z_{22,t-6} \\
 & + 0,017Z_{22,t-7} - 0,156Z_{22,t-8} + 0,090Z_{22,t-10} + 0,005Z_{22,t-11} - 0,095Z_{22,t-12} \\
 & + 0,175V_{1,t} + 0,274V_{2,t} + 0,188V_{3,t} - 0,081V_{3,t}^+ \tag{4.7}
 \end{aligned}$$

Persamaan (4.7) menunjukkan bahwa pergerakan *inflow* di tingkat Provinsi DKI Jakarta dipengaruhi oleh dirinya sendiri pada 1 bulan hingga 12 bulan sebelumnya, dan dipengaruhi juga oleh jumlah *outflow* pada 1 bulan hingga 12 bulan sebelumnya, kecuali pada 9 bulan sebelumnya. Kemudian, untuk pengaruh variasi kalender dihasilkan kesimpulan yang hampir sama dengan kondisi di tingkat Nasional. Hanya saja terdapat penambahan pengaruh negatif dari satu bulan setelah terjadinya hari raya Idul Fitri apabila hari raya Idul Fitri terjadi pada minggu ketiga, dikarenakan apabila hari raya Idul Fitri jatuh pada minggu ketiga maka jumlah *inflow* meningkat pada bulan terjadinya hari raya Idul Fitri yang sesuai dengan dugaan pada Gambar 4.3 dan hasil dari pemodelan pada persamaan (4.7).

Seperti halnya pada tingkat Nasional, menggunakan persamaan (4.7) contoh perhitungan taksiran *inflow* di tingkat Provinsi DKI Jakarta pada bulan Oktober, November, dan Desember tahun 2004 yang merupakan bulan-bulan terjadinya hari raya Idul Fitri, dimana hari raya Idul Fitri jatuh pada minggu ketiga sebagai berikut.

a. Untuk bulan Oktober 2004 (t=22).

$$\begin{aligned}
\hat{Z}_{12,22} &= 0,170Z_{12,21} + 0,095Z_{12,20} + 0,310Z_{12,19} - 0,016Z_{12,18} + 0,154Z_{12,17} + 0,129Z_{12,16} \\
&\quad + 0,158Z_{12,15} - 0,167Z_{12,14} - 0,060Z_{12,13} - 0,004Z_{12,12} + 0,039Z_{12,11} + 0,192Z_{12,10} \\
&\quad + 0,168Z_{22,21} - 0,002Z_{22,20} + 0,068Z_{22,19} - 0,038Z_{22,18} - 0,010Z_{22,17} - 0,047Z_{22,16} \\
&\quad + 0,017Z_{22,15} - 0,156Z_{22,14} + 0,090Z_{22,13} + 0,005Z_{22,12} - 0,095Z_{22,11} + 0,175V_{1,22} \\
&\quad + 0,274V_{2,22} + 0,188V_{3,22} - 0,081V_{3,22}^+ \\
&= 0,170(1,3591) + 0,095(1,3214) + 0,310(1,3604) - 0,016(1,3388) \\
&\quad + 0,154(1,3105) + 0,129(1,3408) + 0,158(1,3407) - 0,167(1,3249) \\
&\quad - 0,060(1,3665) - 0,004(1,4826) + 0,039(1,1411) + 0,192(1,3544) \\
&\quad + 0,168(1,4511) - 0,002(1,4025) + 0,068(1,4481) - 0,038(1,4582) \\
&\quad - 0,010(1,3679) - 0,047(1,4695) + 0,017(1,4019) - 0,156(1,3596) \\
&\quad + 0,090(1,4733) + 0,005(1,6016) - 0,095(1,4304) + 0,175(0) + 0,274(0) \\
&\quad + 0,188(0) - 0,081(0) \\
&= 1,357
\end{aligned}$$

Kemudian hasil perhitungan di atas ditransformasi kembali menjadi berikut:

$$\begin{aligned}
\hat{Z}_{12,22} &= (1,357)^{(100/19)} \\
&= 4,979 \text{ miliar}
\end{aligned}$$

b. Untuk bulan November 2004 (t=23).

$$\begin{aligned}
\hat{Z}_{12,23} &= 0,170Z_{12,22} + 0,095Z_{12,21} + 0,310Z_{12,20} - 0,016Z_{12,19} + 0,154Z_{12,18} + 0,129Z_{12,17} \\
&\quad + 0,158Z_{12,16} - 0,167Z_{12,15} - 0,060Z_{12,14} - 0,004Z_{12,13} + 0,039Z_{12,12} + 0,192Z_{12,11} \\
&\quad + 0,168Z_{22,22} - 0,002Z_{22,21} + 0,068Z_{22,20} - 0,038Z_{22,19} - 0,010Z_{22,18} - 0,047Z_{22,17} \\
&\quad + 0,017Z_{22,16} - 0,156Z_{22,15} + 0,090Z_{22,13} + 0,005Z_{22,12} - 0,095Z_{22,11} + 0,175V_{1,23} \\
&\quad + 0,274V_{2,23} + 0,188V_{3,23} - 0,081V_{3,23}^+ \\
&= 0,170(1,3285) + 0,095(1,3591) + 0,310(1,3214) - 0,016(1,3604) \\
&\quad + 0,154(1,3388) + 0,129(1,3105) + 0,158(1,3408) - 0,167(1,3407) \\
&\quad - 0,060(1,3249) - 0,004(1,3665) + 0,039(1,4826) + 0,192(1,1411) \\
&\quad + 0,168(1,5188) - 0,002(1,4511) + 0,068(1,4025) - 0,038(1,4481) \\
&\quad - 0,010(1,4582) - 0,047(1,3679) + 0,017(1,4695) - 0,156(1,4019) \\
&\quad + 0,090(1,3862) + 0,005(1,4733) - 0,095(1,6016) + 0,175(0) + 0,274(0) \\
&\quad + 0,188(1) - 0,081(0) \\
&= 1,486
\end{aligned}$$

Kemudian hasil perhitungan di atas ditransformasi kembali menjadi berikut:

$$\hat{Z}_{12,23} = (1,486)^{(100/19)} \\ = 8,040 \text{ miliar}$$

- c. Untuk bulan Desember 2004 (t=24).

$$\begin{aligned} \hat{Z}_{12,24} &= 0,170Z_{12,23} + 0,095Z_{12,22} + 0,310Z_{12,21} - 0,016Z_{12,20} + 0,154Z_{12,19} + 0,129Z_{12,18} \\ &\quad + 0,158Z_{12,17} - 0,167Z_{12,16} - 0,060Z_{12,15} - 0,004Z_{12,14} + 0,039Z_{12,13} + 0,192Z_{12,12} \\ &\quad + 0,168Z_{22,23} - 0,002Z_{22,22} + 0,068Z_{22,21} - 0,038Z_{22,20} - 0,010Z_{22,19} - 0,047Z_{22,18} \\ &\quad + 0,017Z_{22,17} - 0,156Z_{22,16} + 0,090Z_{22,14} + 0,005Z_{22,13} - 0,095Z_{22,12} + 0,175V_{1,24} \\ &\quad + 0,274V_{2,24} + 0,188V_{3,24} - 0,081V_{3,24}^+ \\ &= 0,170(1,4376) + 0,095(1,3285) + 0,310(1,3591) - 0,016(1,3214) \\ &\quad + 0,154(1,3604) + 0,129(1,3388) + 0,158(1,3105) - 0,167(1,3408) \\ &\quad - 0,060(1,3407) - 0,004(1,3249) + 0,039(1,3665) + 0,192(1,4826) \\ &\quad + 0,168(1,5413) - 0,002(1,5188) + 0,068(1,4511) - 0,038(1,4025) \\ &\quad - 0,010(1,4481) - 0,047(1,4582) + 0,017(1,3679) - 0,156(1,4695) \\ &\quad + 0,090(1,3596) + 0,005(1,3862) - 0,095(1,4733) + 0,175(0) + 0,274(0) \\ &\quad + 0,188(0) - 0,081(1) \\ &= 1,309 \end{aligned}$$

Kemudian hasil perhitungan di atas ditransformasi kembali menjadi berikut:

$$\hat{Z}_{12,24} = (1,309)^{(100/19)} \\ = 4,124 \text{ miliar}$$

Berdasarkan perhitungan taksiran di atas, diperoleh bahwa taksiran untuk bulan Oktober 2004 sebesar 4,979 miliar, bulan November 2004 sebesar 8,040 miliar, dan bulan Desember 2004 sebesar 4,124 miliar. Pada persamaan (4.7) dinyatakan bahwa apabila hari raya Idul Fitri jatuh pada minggu ketiga, maka jumlah *inflow* akan meningkat pada bulan terjadinya hari raya Idul Fitri. Hal tersebut terbukti melalui perhitungan taksiran di atas, dimana bulan November mempunyai nilai paling tinggi dibandingkan bulan Oktober dan Desember yang merupakan bulan terjadinya hari raya Idul Fitri pada tahun 2004.

$$\begin{aligned}
\hat{Z}_{22,t} = & 0,534Z_{12,t-1} - 0,101Z_{12,t-2} + 0,158Z_{12,t-3} - 0,022Z_{12,t-4} - 0,020Z_{12,t-5} + 0,124Z_{12,t-6} \\
& + 0,098Z_{12,t-7} + 0,108Z_{12,t-8} - 0,023Z_{12,t-9} - 0,123Z_{12,t-10} - 0,039Z_{12,t-11} - 0,694Z_{12,t-12} \\
& + 0,285Z_{22,t-1} + 0,131Z_{22,t-2} + 0,170Z_{22,t-3} - 0,028Z_{22,t-4} - 0,105Z_{22,t-5} - 0,036Z_{22,t-6} \\
& + 0,135Z_{22,t-7} + 0,001Z_{22,t-8} - 0,100Z_{22,t-9} - 0,061Z_{22,t-10} - 0,032Z_{22,t-11} + 0,640Z_{22,t-12} \\
& + 0,228V_{1,t}^- + 0,186V_{2,t}^- - 0,292V_{1,t} + 0,195V_{4,t} - 0,165V_{1,t}^+ - 0,157V_{2,t}^+ \quad (4.8)
\end{aligned}$$

Persamaan (4.8) menunjukkan bahwa pergerakan *outflow* di tingkat Provinsi DKI Jakarta dipengaruhi oleh dirinya sendiri pada 1 bulan hingga 12 bulan sebelumnya, dan dipengaruhi juga oleh jumlah *inflow* pada 1 bulan hingga 12 bulan sebelumnya. Selanjutnya untuk pengaruh variasi kalender, dihasilkan kesimpulan yang hampir sama dengan kondisi di tingkat Nasional. Hanya saja terdapat penambahan pengaruh positif sebesar 0,195 dari bulan terjadinya hari raya Idul Fitri apabila hari raya Idul Fitri terjadi pada minggu keempat. Hasil tersebut juga bersesuaian dengan dugaan yang dijelaskan oleh Gambar 4.3. Tidak hanya itu, terdapat juga pengaruh negatif dari satu bulan setelah hari raya Idul Fitri pada minggu pertama dan kedua, dikarenakan apabila hari raya Idul Fitri jatuh pada minggu pertama dan kedua maka jumlah *outflow* meningkat pada satu bulan setelah terjadinya hari raya Idul Fitri yang sesuai dengan dugaan pada Gambar 4.3 dan hasil dari pemodelan pada persamaan (4.8).

Menggunakan persamaan (4.8) contoh perhitungan taksiran *outflow* di tingkat Provinsi DKI Jakarta pada bulan September, Oktober, dan November tahun 2008 yang merupakan bulan-bulan terjadinya hari raya Idul Fitri, dimana hari raya Idul Fitri jatuh pada minggu pertama sebagai berikut.

a. Untuk bulan September 2008 ( $t=69$ ).

$$\begin{aligned}
\hat{Z}_{22,69} = & 0,534Z_{12,68} - 0,101Z_{12,67} + 0,158Z_{12,66} - 0,022Z_{12,65} - 0,020Z_{12,64} + 0,124Z_{12,63} \\
& + 0,098Z_{12,62} + 0,108Z_{12,61} - 0,023Z_{12,60} - 0,123Z_{12,59} - 0,039Z_{12,58} - 0,694Z_{12,57} \\
& + 0,285Z_{22,68} + 0,131Z_{22,67} + 0,170Z_{22,66} - 0,028Z_{22,65} - 0,105Z_{22,64} - 0,036Z_{22,63} \\
& + 0,135Z_{22,62} + 0,001Z_{22,61} - 0,100Z_{22,60} - 0,061Z_{22,59} - 0,032Z_{22,58} + 0,640Z_{22,57} \\
& + 0,228V_{1,69}^- + 0,186V_{2,69}^- - 0,292V_{1,69} + 0,195V_{4,69} - 0,165V_{1,69}^+ - 0,157V_{2,69}^+ \\
= & 0,534(1,1812) - 0,101(1,2697) + 0,158(1,1450) - 0,022(1,1564) \\
& - 0,020(1,1820) + 0,124(1,1375) + 0,098(1,2964) + 0,108(1,3368) \\
& - 0,023(1,0940) - 0,123(1,2216) - 0,039(1,4389) - 0,694(1,0964)
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& +0,285(1,3122) + 0,131(1,3429) + 0,170(1,3825) - 0,028(1,3298) \\
& - 0,105(1,3226) - 0,036(1,2809) + 0,135(1,3223) + 0,001(1,0813) \\
& - 0,100(1,5292) - 0,061(1,2881) - 0,032(1,5168) + 0,640(1,3652) \\
& + 0,228(1) + 0,186(0) - 0,292(0) + 0,195(0) - 0,165(0) - 0,157(0) \\
& = 1,618
\end{aligned}$$

Kemudian hasil perhitungan di atas ditransformasi kembali menjadi berikut:

$$\begin{aligned}
\hat{Z}_{22,69} &= (1,618)^{(100/19)} \\
&= 12,603 \text{ miliar}
\end{aligned}$$

b. Untuk bulan Oktober 2008 ( $t=70$ ).

$$\begin{aligned}
\hat{Z}_{22,70} &= 0,534Z_{12,69} - 0,101Z_{12,68} + 0,158Z_{12,67} - 0,022Z_{12,66} - 0,020Z_{12,65} + 0,124Z_{12,64} \\
& + 0,098Z_{12,63} + 0,108Z_{12,62} - 0,023Z_{12,61} - 0,123Z_{12,60} - 0,039Z_{12,59} - 0,694Z_{12,58} \\
& + 0,285Z_{22,69} + 0,131Z_{22,68} + 0,170Z_{22,67} - 0,028Z_{22,66} - 0,105Z_{22,65} - 0,036Z_{22,64} \\
& + 0,135Z_{22,63} + 0,001Z_{22,62} - 0,100Z_{22,61} - 0,061Z_{22,60} - 0,032Z_{22,59} + 0,640Z_{22,58} \\
& + 0,228V_{1,70}^- + 0,186V_{2,70}^- - 0,292V_{1,70}^+ + 0,195V_{4,70}^- - 0,165V_{1,70}^+ - 0,157V_{2,70}^+ \\
& = 0,534(1,1667) - 0,101(1,1812) + 0,158(1,2697) - 0,022(1,1450) \\
& - 0,020(1,1564) + 0,124(1,1820) + 0,098(1,1375) + 0,108(1,2964) \\
& - 0,023(1,3368) - 0,123(1,0940) - 0,039(1,2216) - 0,694(1,4389) \\
& + 0,285(1,7090) + 0,131(1,3122) + 0,170(1,3429) - 0,028(1,3825) \\
& - 0,105(1,3298) - 0,036(1,3226) + 0,135(1,2809) + 0,001(1,3223) \\
& - 0,100(1,0813) - 0,061(1,5292) - 0,032(1,2881) + 0,640(1,5168) \\
& + 0,228(0) + 0,186(0) - 0,292(1) + 0,195(0) - 0,165(0) - 0,157(0) \\
& = 1,114
\end{aligned}$$

Kemudian hasil perhitungan di atas ditransformasi kembali menjadi berikut:

$$\begin{aligned}
\hat{Z}_{22,70} &= (1,114)^{(100/19)} \\
&= 1,767 \text{ miliar}
\end{aligned}$$

c. Untuk bulan November 2008 ( $t=71$ ).

$$\begin{aligned}
\hat{Z}_{22,71} &= 0,534Z_{12,70} - 0,101Z_{12,69} + 0,158Z_{12,68} - 0,022Z_{12,67} - 0,020Z_{12,66} + 0,124Z_{12,65} \\
& + 0,098Z_{12,64} + 0,108Z_{12,63} - 0,023Z_{12,62} - 0,123Z_{12,61} - 0,039Z_{12,60} - 0,694Z_{12,59} \\
& + 0,285Z_{22,70} + 0,131Z_{22,69} + 0,170Z_{22,68} - 0,028Z_{22,67} - 0,105Z_{22,66} - 0,036Z_{22,65} \\
& + 0,135Z_{22,64} + 0,001Z_{22,63} - 0,100Z_{22,62} - 0,061Z_{22,61} - 0,032Z_{22,60} + 0,640Z_{22,59} \\
& + 0,228V_{1,71}^- + 0,186V_{2,71}^- - 0,292V_{1,71}^+ + 0,195V_{4,71}^- - 0,165V_{1,71}^+ - 0,157V_{2,71}^+
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= 0,534(1,5082) - 0,101(1,1667) + 0,158(1,1812) - 0,022(1,2697) \\
&\quad - 0,020(1,1450) + 0,124(1,1564) + 0,098(1,1820) + 0,108(1,1375) \\
&\quad - 0,023(1,2964) - 0,123(1,3368) - 0,039(1,0940) - 0,694(1,2216) \\
&\quad + 0,285(1,0078) + 0,131(1,7090) + 0,170(1,3122) - 0,028(1,3429) \\
&\quad - 0,105(1,3825) - 0,036(1,3298) + 0,135(1,3226) + 0,001(1,2809) \\
&\quad - 0,100(1,3223) - 0,061(1,0813) - 0,032(1,5292) + 0,640(1,2881) \\
&\quad + 0,228(0) + 0,186(0) - 0,292(0) + 0,195(0) - 0,165(1) - 0,157(0) \\
&= 1,216
\end{aligned}$$

Kemudian hasil perhitungan di atas ditransformasi kembali menjadi berikut:

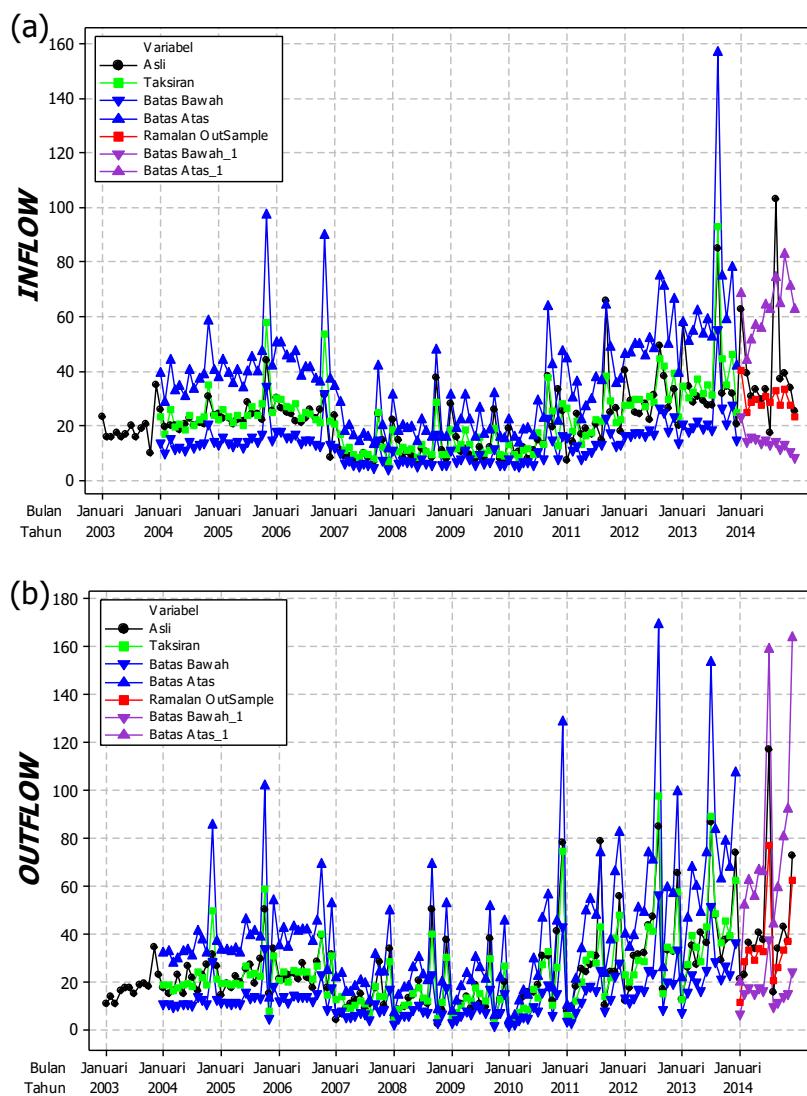
$$\begin{aligned}
\hat{Z}_{22,71} &= (1,216)^{(100/19)} \\
&= 2,803 \text{ miliar}
\end{aligned}$$

Perhitungan di atas menghasilkan taksiran untuk bulan September 2008 sebesar 12,603 miliar, bulan Oktober 2008 sebesar 1,767 miliar, dan bulan November 2008 sebesar 2,803 miliar. Pada persamaan (4.8) dinyatakan bahwa apabila hari raya Idul Fitri jatuh pada minggu pertama, maka jumlah *outflow* akan meningkat pada satu bulan sebelum terjadinya hari raya Idul Fitri. Hal tersebut terbukti melalui perhitungan taksiran di atas, dimana bulan September mempunyai nilai paling tinggi dibandingkan bulan Oktober dan November yang merupakan satu bulan sebelum terjadinya hari raya Idul Fitri pada tahun 2008.

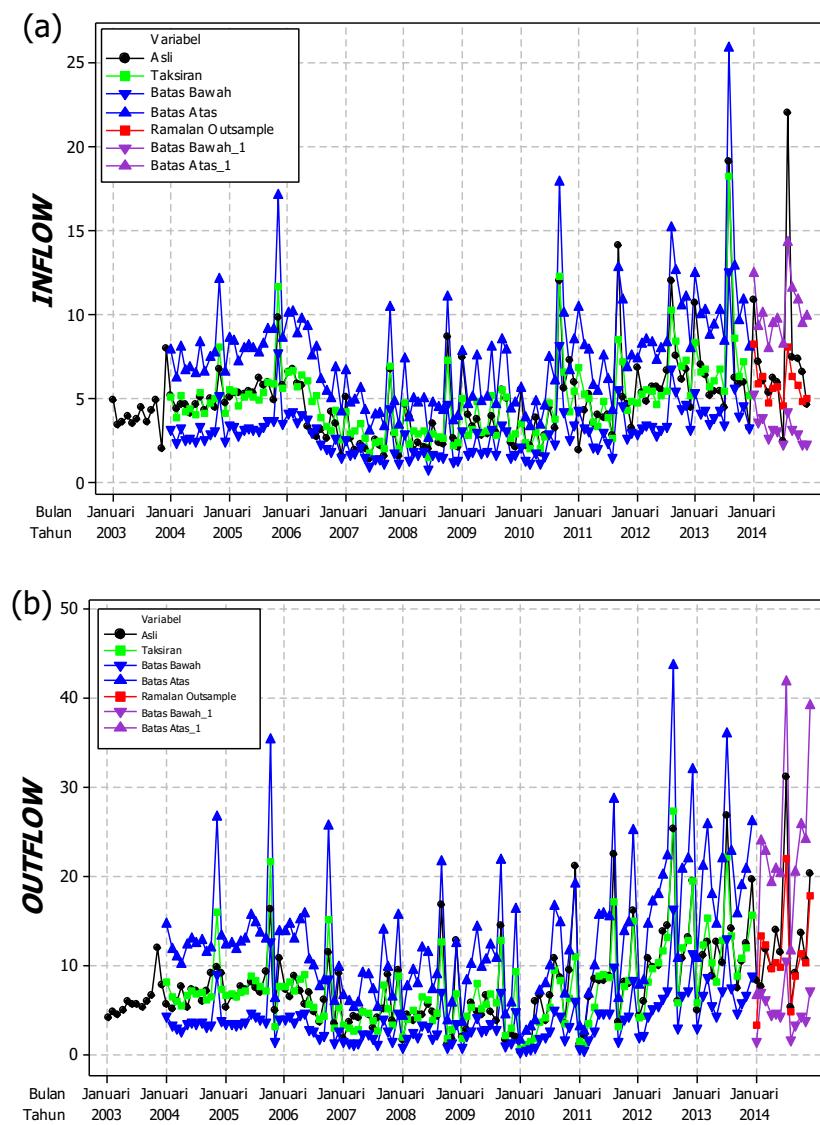
Berdasarkan keempat model terbaik VARI-X tersebut, dapat pula diambil kesimpulan secara umum bahwa masyarakat Indonesia cenderung membelanjakan uang mereka pada saat dan satu bulan sebelum hari raya Idul Fitri tiba dengan kata lain jumlah *outflow* akan meningkat, sementara pada saat dan satu bulan setelah hari raya Idul Fitri masyarakat cenderung menabungkan kembali uang mereka ke Bank atau dapat dikatakan jumlah *inflow* akan meningkat. Langkah selanjutnya yaitu memeriksa residual dari keempat model terbaik VARI-X. Keempat model sudah memenuhi asumsi *white noise* yang dibuktikan menggunakan nilai AICc, dimana nilai AICc terkecil berada pada AR 0 dan MA 0 yang ditampilkan pada Tabel 4.10.

**Tabel 4.10** Nilai AICc Residual

Nasional		Provinsi DKI Jakarta	
Lag	MA 0	Lag	MA 0
AR 0	-5,144	AR 0	-10,361
AR 1	-5,096	AR 1	-10,334
AR 2	-5,035	AR 2	-10,263
AR 3	-4,958	AR 3	-10,195
AR 4	-4,886	AR 4	-10,130
AR 5	-4,808	AR 5	-10,041
AR 6	-4,769	AR 6	-9,956
AR 7	-4,676	AR 7	-9,869
AR 8	-4,620	AR 8	-9,788
AR 9	-4,498	AR 9	-9,718
AR 10	-4,394	AR 10	-9,623
AR 11	-4,310	AR 11	-9,523
AR 12	-4,231	AR 12	-9,460



**Gambar 4.6** Plot Time Series Taksiran dan Ramalan Inflow (a) dan Outflow (b) VARI-X (Nasional)



**Gambar 4.7** Plot Time Series Taksiran dan Ramalan *Inflow* (a) dan *Outflow* (b) VARI-X (DKI Jakarta)

Setelah mendapatkan model terbaik VARI-X pada masing-masing tingkat-an, maka langkah selanjutnya yaitu mendapatkan nilai taksiran *in-sample* dan ramalan *out-sample* pada data *inflow* dan *outflow*, dimana hasil taksiran *in-sample* ditampilkan pada Tabel 4.11 untuk tingkat Nasional dan Tabel 4.12 untuk tingkat Provinsi DKI Jakarta. Sementara dalam peramalan *out-sample* ditampilkan pada Tabel 4.13 untuk tingkat Nasional dan Tabel 4.14 untuk tingkat Provinsi DKI Jakarta. Secara visual dirangkum pada Gambar 4.6 dan 4.7.

**Tabel 4.11** Taksiran *In-Sample Inflow* dan *Outflow* VARI-X Tingkat Nasional

Tahun	Bulan	Sebelum <i>re-transformation</i>						Setelah <i>re-transformation</i>					
		$\hat{Z}_{11,t}$	Batas Bawah	Batas Atas	$\hat{Z}_{21,t}$	Batas Bawah	Batas Atas	$\hat{Z}_{11,t}$	Batas Bawah	Batas Atas	$\hat{Z}_{21,t}$	Batas Bawah	Batas Atas
2004	1	3,147	2,624	3,669	2,924	2,378	3,470	23,260	13,790	39,232	18,615	10,779	32,147
	2	2,828	2,306	3,351	2,942	2,395	3,488	16,920	10,031	28,538	18,951	10,974	32,727
	3	3,259	2,736	3,782	2,782	2,236	3,329	26,017	15,425	43,884	16,155	9,355	27,900
	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:
	11	3,546	3,023	4,069	3,903	3,357	4,450	34,682	20,562	58,499	49,561	28,698	85,589
	12	3,177	2,654	3,700	3,066	2,520	3,612	23,974	14,214	40,437	21,457	12,425	37,054
	1	3,107	2,584	3,629	2,957	2,411	3,504	22,343	13,247	37,687	19,247	11,145	33,239
	2	3,260	2,738	3,783	2,958	2,412	3,505	26,061	15,451	43,957	19,268	11,157	33,274
	3	3,150	2,627	3,673	2,943	2,397	3,489	23,330	13,832	39,351	18,971	10,985	32,761
	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:
2005	11	4,058	3,535	4,580	2,056	1,510	2,603	57,833	34,288	97,548	7,818	4,527	13,502
	12	3,205	2,682	3,728	3,438	2,891	3,984	24,656	14,618	41,587	31,119	18,020	53,741
	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:
	1	3,303	2,780	3,825	3,146	2,599	3,692	27,185	16,117	45,852	23,236	13,455	40,128
	2	3,319	2,797	3,842	3,003	2,457	3,549	27,645	16,390	46,629	20,144	11,664	34,787
	3	3,389	2,866	3,911	3,133	2,587	3,680	29,623	17,563	49,965	22,949	13,289	39,632
	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:
	11	3,672	3,149	4,194	3,499	2,953	4,045	39,319	23,311	66,320	33,078	19,154	57,125
	12	3,151	2,628	3,673	4,055	3,509	4,602	23,352	13,845	39,388	57,699	33,411	99,644
	1	3,533	3,010	4,055	2,543	1,997	3,089	34,211	20,283	57,704	12,718	7,364	21,963
2012	2	3,405	2,882	3,928	3,295	2,748	3,841	30,121	17,858	50,806	26,965	15,614	46,567
	3	3,482	2,959	4,004	3,671	3,125	4,218	32,510	19,274	54,835	39,297	22,755	67,864
	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:	:
	11	3,836	3,314	4,359	3,672	3,126	4,218	46,357	27,484	78,190	39,327	22,772	67,915
	12	3,209	2,686	3,732	4,132	3,586	4,678	24,756	14,677	41,756	62,302	36,076	107,592

**Tabel 4.12** Taksiran *In-Sample Inflow* dan *Outflow* VARI-X Tingkat DKI Jakarta

Tahun	Bulan	Sebelum <i>re-transformation</i>						Setelah <i>re-transformation</i>					
		$\hat{Z}_{12,t}$	Batas Bawah	Batas Atas	$\hat{Z}_{22,t}$	Batas Bawah	Batas Atas	$\hat{Z}_{12,t}$	Batas Bawah	Batas Atas	$\hat{Z}_{22,t}$	Batas Bawah	Batas Atas
2004	1	1,361	1,241	1,480	1,489	1,314	1,665	5,058	3,120	7,875	8,142	4,216	14,613
	2	1,294	1,175	1,413	1,420	1,245	1,595	3,884	2,333	6,180	6,328	3,166	11,668
	3	1,368	1,248	1,487	1,401	1,226	1,576	5,199	3,215	8,077	5,897	2,921	10,959
	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
	11	1,486	1,366	1,605	1,690	1,515	1,865	8,033	5,169	12,066	15,835	8,906	26,601
	12	1,309	1,190	1,428	1,457	1,282	1,632	4,125	2,494	6,531	7,261	3,703	13,191
2005	1	1,385	1,266	1,505	1,432	1,257	1,607	5,561	3,461	8,593	6,622	3,334	12,151
	2	1,379	1,259	1,498	1,440	1,265	1,615	5,421	3,365	8,393	6,812	3,443	12,461
	3	1,336	1,217	1,456	1,424	1,248	1,599	4,599	2,810	7,215	6,415	3,216	11,812
	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
	11	1,594	1,475	1,714	1,244	1,069	1,419	11,652	7,735	17,039	3,151	1,418	6,302
	12	1,386	1,267	1,506	1,471	1,295	1,646	5,582	3,475	8,623	7,610	3,906	13,757
2012	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
	1	1,343	1,224	1,462	1,302	1,127	1,477	4,721	2,892	7,391	4,012	1,876	7,793
	2	1,372	1,253	1,491	1,319	1,144	1,494	5,284	3,272	8,197	4,298	2,032	8,281
	3	1,383	1,264	1,503	1,489	1,314	1,664	5,519	3,432	8,532	8,121	4,204	14,578
	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
	11	1,459	1,340	1,579	1,622	1,447	1,797	7,312	4,666	11,061	12,768	7,001	21,895
2013	12	1,364	1,245	1,484	1,756	1,581	1,931	5,130	3,168	7,978	19,380	11,152	31,956
	1	1,496	1,376	1,615	1,395	1,220	1,570	8,325	5,373	12,471	5,773	2,851	10,755
	2	1,430	1,311	1,549	1,608	1,433	1,783	6,572	4,154	10,023	12,189	6,645	20,996
	3	1,438	1,318	1,557	1,679	1,504	1,854	6,756	4,281	10,281	15,294	8,567	25,776
	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
	11	1,455	1,335	1,574	1,603	1,428	1,778	7,190	4,581	10,890	11,973	6,513	20,660
	12	1,367	1,248	1,486	1,684	1,509	1,859	5,182	3,203	8,052	15,516	8,706	26,114

**Tabel 4.13** Ramalan *Out-Sample Inflow* dan *Outflow* VARI-X Tingkat Nasional

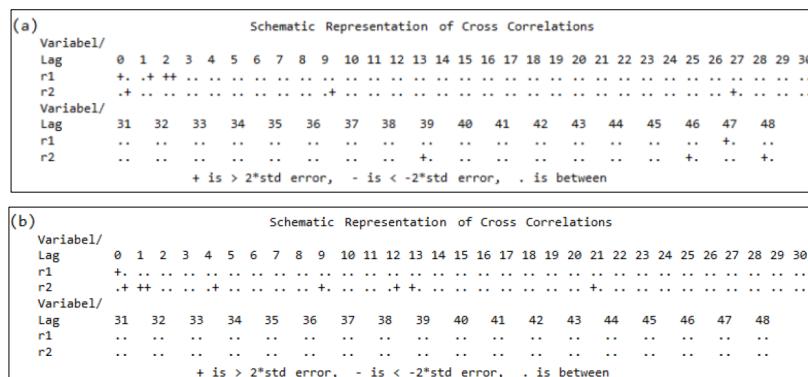
Tahun	Bulan	Sebelum <i>re-transformation</i>						Setelah <i>re-transformation</i>					
		$\hat{Z}_{11,t}$	Batas Bawah	Batas Atas	$\hat{Z}_{21,t}$	Batas Bawah	Batas Atas	$\hat{Z}_{11,t}$	Batas Bawah	Batas Atas	$\hat{Z}_{21,t}$	Batas Bawah	Batas Atas
2014	1	3,690	3,152	4,228	2,454	1,907	3,000	40,040	23,383	68,565	11,629	6,733	20,087
	2	3,214	2,643	3,784	3,344	2,733	3,956	24,869	14,056	44,000	28,335	15,374	52,223
	3	3,353	2,766	3,941	3,501	2,870	4,131	28,592	15,889	51,453	33,147	17,646	62,267
	4	3,384	2,728	4,041	3,376	2,726	4,027	29,498	15,302	56,862	29,259	15,266	56,078
	5	3,321	2,625	4,016	3,526	2,847	4,205	27,674	13,799	55,501	33,988	17,238	67,012
	6	3,423	2,681	4,164	3,494	2,800	4,188	30,658	14,605	64,356	32,912	16,438	65,899
	7	3,343	2,552	4,134	4,348	3,625	5,070	28,300	12,833	62,408	77,304	37,541	159,182
	8	3,486	2,661	4,311	3,032	2,276	3,787	32,660	14,313	74,522	20,738	9,742	44,142
	9	3,306	2,439	4,173	3,269	2,458	4,081	27,264	11,456	64,885	26,289	11,677	59,187
	10	3,502	2,586	4,418	3,512	2,635	4,390	33,181	13,276	82,931	33,527	13,938	80,651
	11	3,308	2,349	4,266	3,616	2,705	4,527	27,322	10,477	71,254	37,183	14,950	92,483
	12	3,133	2,126	4,140	4,136	3,175	5,098	22,942	8,381	62,803	62,578	23,934	163,613

**Tabel 4.14** Ramalan *Out-Sample Inflow* dan *Outflow* VARI-X Tingkat Provinsi DKI Jakarta

Tahun	Bulan	Sebelum <i>re-transformation</i>						Setelah <i>re-transformation</i>					
		$\hat{Z}_{12,t}$	Batas Bawah	Batas Atas	$\hat{Z}_{22,t}$	Batas Bawah	Batas Atas	$\hat{Z}_{12,t}$	Batas Bawah	Batas Atas	$\hat{Z}_{22,t}$	Batas Bawah	Batas Atas
2014	1	1,494	1,372	1,615	1,254	1,078	1,429	8,259	5,287	12,460	3,285	1,488	6,538
	2	1,402	1,275	1,528	1,634	1,440	1,828	5,911	3,590	9,322	13,261	6,823	23,919
	3	1,420	1,290	1,550	1,609	1,408	1,811	6,336	3,822	10,049	12,234	6,044	22,782
	4	1,344	1,203	1,485	1,538	1,324	1,753	4,740	2,646	8,010	9,647	4,381	19,163
	5	1,387	1,242	1,532	1,556	1,332	1,780	5,584	3,122	9,426	10,240	4,513	20,806
	6	1,390	1,238	1,542	1,542	1,315	1,770	5,651	3,070	9,762	9,776	4,222	20,163
	7	1,333	1,172	1,493	1,797	1,562	2,032	4,532	2,305	8,249	21,849	10,441	41,745
	8	1,486	1,315	1,656	1,345	1,097	1,592	8,034	4,227	14,240	4,750	1,631	11,545
	9	1,418	1,245	1,592	1,512	1,250	1,773	6,293	3,168	11,548	8,798	3,233	20,395
	10	1,397	1,221	1,574	1,584	1,315	1,853	5,819	2,860	10,879	11,253	4,229	25,676
	11	1,348	1,165	1,531	1,556	1,283	1,829	4,821	2,238	9,418	10,257	3,714	24,026
	12	1,357	1,170	1,545	1,728	1,449	2,006	4,995	2,286	9,864	17,765	7,036	39,042

### 4.3 Pemodelan DCC-MGARCH *Inflow* dan *Outflow* Uang Kartal Bank Indonesia

Pada pemodelan DCC-MGARCH(1,1) ini merupakan pemodelan lanjutan dari pemodelan VARI-X dengan menggunakan data residual dari hasil model terbaik VARI-X pada masing-masing tingkatan, dimana data residual yang dihasilkan sebanyak 120 observasi untuk masing-masing *inflow* dan *outflow*. Sebelum melakukan pemodelan DCC-MGARCH(1,1), perlu memeriksa apakah terdapat efek ARCH/GARCH atau heteroskedastisitas. Hal tersebut dapat ditunjukkan melalui plot MCCF dari residual kuadrat yang ditampilkan pada Gambar 4.8. Berdasarkan Gambar 4.8 ditunjukkan bahwa masih terdapat beberapa lag yang signifikan atau keluar dari batas. Maka dari itu, dapat dinyatakan bahwa data *inflow* dan *outflow* terdapat efek ARCH/GARCH atau heteroskedastisitas, sehingga dapat dilanjutkan ke pemodelan varians menggunakan metode DCC-MGARCH(1,1).



Gambar 4.8 Plot MCCF Residual Kuadrat Tingkat Nasional (a) dan Provinsi DKI Jakarta (b)

Seperti yang dijelaskan pada Bab II, estimasi model DCC-MGARCH(1,1) ini dibagi menjadi 2 bagian antara lain estimasi tahap pertama untuk mendapatkan parameter model GARCH yaitu konstanta ( $\alpha_{01}$  dan  $\alpha_{02}$ ), parameter ARCH ( $\alpha_{11}$  dan  $\alpha_{22}$ ), dan parameter GARCH ( $\beta_{11}$  dan  $\beta_{22}$ ), serta estimasi tahap kedua untuk mendapatkan parameter DCC ( $a$  dan  $b$ ). Untuk memperoleh estimasi model DCC-MGARCH(1,1) ini diperlukan nilai awal (*initial value*). Proses pemilihan nilai awal pada bagian estimasi tahap pertama menggunakan hasil estimasi parameter pemodelan GARCH secara univariat (hasil estimasi pada Lampiran E(a)). Namun, untuk memeriksa apakah hasil estimasi sudah konvergen atau tidak, maka dilakukan

kukan perubahan-perubahan nilai awal pada estimasi GARCH. Hasil dari estimasi dapat dilihat pada Tabel 4.15.

**Tabel 4.15** Hasil Estimasi Tahap Pertama (Nasional)

Percobaan	Nilai Awal					
	$\alpha_{01}$	$\alpha_{02}$	$\alpha_{11}$	$\alpha_{22}$	$\beta_{11}$	$\beta_{22}$
1	0,0175	0,0693	0,6612	0,0563	0,2727	0,0613
2*	0,0492	0,7128	1,5682	0,4773	0,7702	8,3658
3**	0,0143	0,0050	0,5705	0,0142	0,2230	0,1000***

Percobaan	Hasil Estimasi					
	$\hat{\alpha}_{01}$	$\hat{\alpha}_{02}$	$\hat{\alpha}_{11}$	$\hat{\alpha}_{22}$	$\hat{\beta}_{11}$	$\hat{\beta}_{22}$
1	0,0175	0,0694	0,6619	0,0563	0,2732	0,0613
2	0,0175	0,0685	0,6650	0,0567	0,2738	0,0720
3	0,0175	0,0691	0,6647	0,0564	0,2735	0,0647

Keterangan : \* = hasil estimasi univariat ditambahkan  $5 \times \text{standard error}$

\*\* = hasil estimasi univariat dikurangkan  $0,5 \times \text{standard error}$

\*\*\* = bernilai negatif sehingga dijadikan 0,1

Tabel 4.15 menunjukkan bahwa hasil estimasi mempunyai 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 pada estimasi tahap pertama dapat dikatakan sudah konvergen. Sementara pada estimasi tahap kedua menggunakan kombinasi beberapa nilai dalam *range* 0,1 hingga 1,0 yaitu 0,1; 0,2; 0,3; 0,4; 0,5; 0,6; 0,7; 0,8; 0,9; dan 1,0 dengan syarat  $a+b < 1$ . Beberapa perwakilan hasil estimasi dapat dilihat pada Tabel 4.16.

**Tabel 4.16** Perwakilan Hasil Estimasi Tahap Kedua (Nasional)

Percobaan	Nilai Awal							
	$\alpha_{01}$	$\alpha_{02}$	$\alpha_{11}$	$\alpha_{22}$	$\beta_{11}$	$\beta_{22}$	$a$	$b$
1	0,0175	0,0693	0,6612	0,0563	0,2727	0,0613	0,1	0,1
2	0,0175	0,0693	0,6612	0,0563	0,2727	0,0613	0,1	0,4
3	0,0175	0,0693	0,6612	0,0563	0,2727	0,0613	0,2	0,5
4	0,0175	0,0693	0,6612	0,0563	0,2727	0,0613	0,6	0,2
5	0,0175	0,0693	0,6612	0,0563	0,2727	0,0613	0,4	0,5
6	0,0175	0,0693	0,6612	0,0563	0,2727	0,0613	0,7	0,2

Percobaan	Hasil Estimasi							
	$\hat{\alpha}_{01}$	$\hat{\alpha}_{02}$	$\hat{\alpha}_{11}$	$\hat{\alpha}_{22}$	$\hat{\beta}_{11}$	$\hat{\beta}_{22}$	$\hat{a}$	$\hat{b}$
1	0,0175	0,0694	0,6619	0,0563	0,2732	0,0613	0,0751	0,4412
2	0,0175	0,0694	0,6619	0,0563	0,2732	0,0613	0,0751	0,4412
3	0,0175	0,0694	0,6619	0,0563	0,2732	0,0613	0,0751	0,4412
4	0,0175	0,0694	0,6619	0,0563	0,2732	0,0613	0,0751	0,4412
5	0,0175	0,0694	0,6619	0,0563	0,2732	0,0613	0,0751	0,4412
6	0,0175	0,0694	0,6619	0,0563	0,2732	0,0613	0,0751	0,4412

Tabel 4.16 menunjukkan bahwa apabila nilai awal parameter  $a$  dan  $b$  diubah sesuai dengan syarat yang ada, maka dihasilkan bahwa hasil estimasi mempunyai nilai yang tetap/tidak berubah atau dapat dikatakan bahwa perubahan nilai awal parameter DCC tidak signifikan berpengaruh. Sehingga, pada pemilihan nilai awal estimasi tahap kedua ini dapat dipilih secara acak. Berdasarkan hasil dari es-timasinya, nilai awal yang mendekati yaitu  $a = 0,1$  dan  $b = 0,4$ . Sehingga estimasi keseluruhan pada model DCC-MGARCH(1,1) menggunakan hasil estimasi pada Tabel 4.16 untuk percobaan kedua. Langkah yang sama juga diterapkan pada tingkat Provinsi DKI Jakarta, dimana dihasilkan kondisi yang sama (hasil estimasi dapat dilihat secara rinci di Lampiran F(a-c)). Hasil estimasi parameter DCC-MGARCH(1,1) untuk masing-masing tingkatan sudah memenuhi syarat stasioner yang dijelaskan pada Lampiran E(d) dan F(d).

Seperti halnya pemodelan-pemodelan *time series* lainnya, residual standar yang dihasilkan dalam pemodelan DCC-MGARCH(1,1) harus memenuhi asumsi *white noise* dan berdistribusi normal multivariat. Didapatkan bahwa pada masing-masing tingkatan model DCC-MGARCH(1,1) sudah memenuhi asumsi *white noise* yang dibuktikan oleh nilai AICc terkecil berada pada AR 0 dan MA 0, namun belum memenuhi asumsi berdistribusi normal multivariat dikarenakan nilai  $p$  dari uji Shapiro-Wilk menghasilkan nilai yang lebih kecil dari *alpha* 10% (hasil *output* AICc dan Shapiro-Wilk dapat dilihat secara rinci di Lampiran F(e) dan G(e)).

$$\begin{bmatrix} \hat{h}_{11,t} \\ \hat{h}_{21,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,0175 \\ 0,0694 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,6619 & 0 \\ 0 & 0,0563 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{11,t-1}^2 \\ e_{21,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,2732 & 0 \\ 0 & 0,0613 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} \\ h_{21,t-1} \end{bmatrix}, \quad (4.9)$$

dengan nilai taksiran  $\hat{a} = 0,0751$  dan  $\hat{b} = 0,4412$ .

$$\begin{bmatrix} \hat{h}_{12,t} \\ \hat{h}_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,0013 \\ 0,0039 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,2425 & 0 \\ 0 & 0,5109 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{12,t-1}^2 \\ e_{22,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,4540 & 0 \\ 0 & 0,0984 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{12,t-1} \\ h_{22,t-1} \end{bmatrix}, \quad (4.10)$$

dengan nilai taksiran  $\hat{a} = 0,0359$  dan  $\hat{b} = 0,6368$ .

Model DCC-MGARCH(1,1) pada kasus ini diperoleh menggunakan model diagonal, dikarenakan pada pemodelan *extended* dihasilkan bahwa residual kuadrat dan varians antara *inflow* dan *outflow* tidak saling berhubungan (Lampiran E(f) dan F(f)). Sehingga, persamaan model varians *inflow* dan *outflow* menggunakan DCC-

MGARCH(1,1) dalam bentuk vektor dapat dituliskan pada persamaan (4.9) untuk tingkat Nasional dan (4.10) untuk tingkat Provinsi DKI Jakarta. Pada tingkat Nasional diperoleh korelasi bersyarat dinamis antara *inflow* dan *outflow* sebesar 0,5163 (hasil jumlah taksiran  $a$  dan  $b$ ), sementara pada tingkat Provinsi DKI Jakarta sebesar 0,6727.

Selanjutnya dalam perhitungan taksiran *in-sample*, menggunakan persamaan (4.9) untuk tingkat Nasional dan persamaan (4.10) untuk tingkat Provinsi DKI Jakarta, maka akan diperoleh matriks diagonal deviasi standar bersyarat. Kemudian menggunakan persamaan (2.42) dan (2.43) yang disubstitusikan dengan hasil estimasi tahap kedua yaitu parameter DCC akan diperoleh matriks korelasi bersyarat. Hasil elemen dari matriks diagonal deviasi standar bersyarat dan matriks korelasi bersyarat untuk masing-masing observasi ditampilkan pada Tabel 4.17.

**Tabel 4.17** Matriks Diagonal Deviasi Standar dan Korelasi Bersyarat (Nasional)

Observasi	$\sqrt{h_{1,t}}$	$\sqrt{h_{2,t}}$	Observasi	$\rho_{1,1,t}$	$\rho_{1,2,t}$	$\rho_{2,1,t}$	$\rho_{2,2,t}$
1	0,299	0,281	1	1	-0,203	-0,203	1
2	0,223	0,273	2	1	-0,208	-0,208	1
3	0,208	0,277	3	1	-0,238	-0,238	1
4	0,280	0,272	4	1	-0,207	-0,207	1
5	0,198	0,280	5	1	-0,191	-0,191	1
:	:	:	:	:	:	:	:
116	0,214	0,272	116	1	-0,161	-0,161	1
117	0,189	0,272	117	1	-0,181	-0,181	1
118	0,317	0,278	118	1	-0,050	-0,050	1
119	0,212	0,276	119	1	-0,124	-0,124	1
120	0,350	0,272	120	1	-0,143	-0,143	1

**Tabel 4.18** Matriks Kovarians Bersyarat (Nasional)

Observasi	$H_{1,1,t}$	$H_{1,2,t}$	$H_{2,1,t}$	$H_{2,2,t}$
1	0,089	-0,017	-0,017	0,079
2	0,050	-0,013	-0,013	0,074
3	0,043	-0,014	-0,014	0,077
4	0,078	-0,016	-0,016	0,074
5	0,039	-0,011	-0,011	0,078
:	:	:	:	:
116	0,046	-0,009	-0,009	0,074
117	0,036	-0,009	-0,009	0,074
118	0,100	-0,004	-0,004	0,077
119	0,045	-0,007	-0,007	0,076
120	0,123	-0,014	-0,014	0,074

Setelah didapatkan nilai-nilai matriks diagonal deviasi standar bersyarat dan matriks korelasi bersyarat, maka dapat dilanjutkan perhitungan untuk mendapatkan matriks kovarians bersyarat menggunakan persamaan (2.40). Hasil dari matriks

kovarians bersyarat ditampilkan pada Tabel 4.18. Langkah dalam mendapatkan matriks diagonal deviasi standar bersyarat, matriks korelasi bersyarat, dan matriks varians bersyarat juga dilakukan pada tingkat DKI Jakarta yang dapat dilihat secara rinci pada Lampiran F(g dan i).

Selain melakukan taksiran data *in-sample*, perlu untuk melakukan ramalan *out-sample*, sehingga dilakukan peramalan terhadap matriks kovarians bersyarat pada DCC-MGARCH(1,1). Pertama-tama perlu untuk mendapatkan ramalan matriks diagonal deviasi standar bersyarat menggunakan persamaan (2.52) dan (2.53). Langkah berikutnya mendapatkan ramalan matriks korelasi bersyarat menggunakan persamaan (2.54), (2.55), (2.56), dan (2.44). Hasil dari ramalan untuk matriks diagonal deviasi standar bersyarat dan matriks korelasi bersyarat ditampilkan pada Tabel 4.19.

**Tabel 4.19** Ramalan Matriks Diagonal Deviasi Standar dan Korelasi Bersyarat (Nasional)

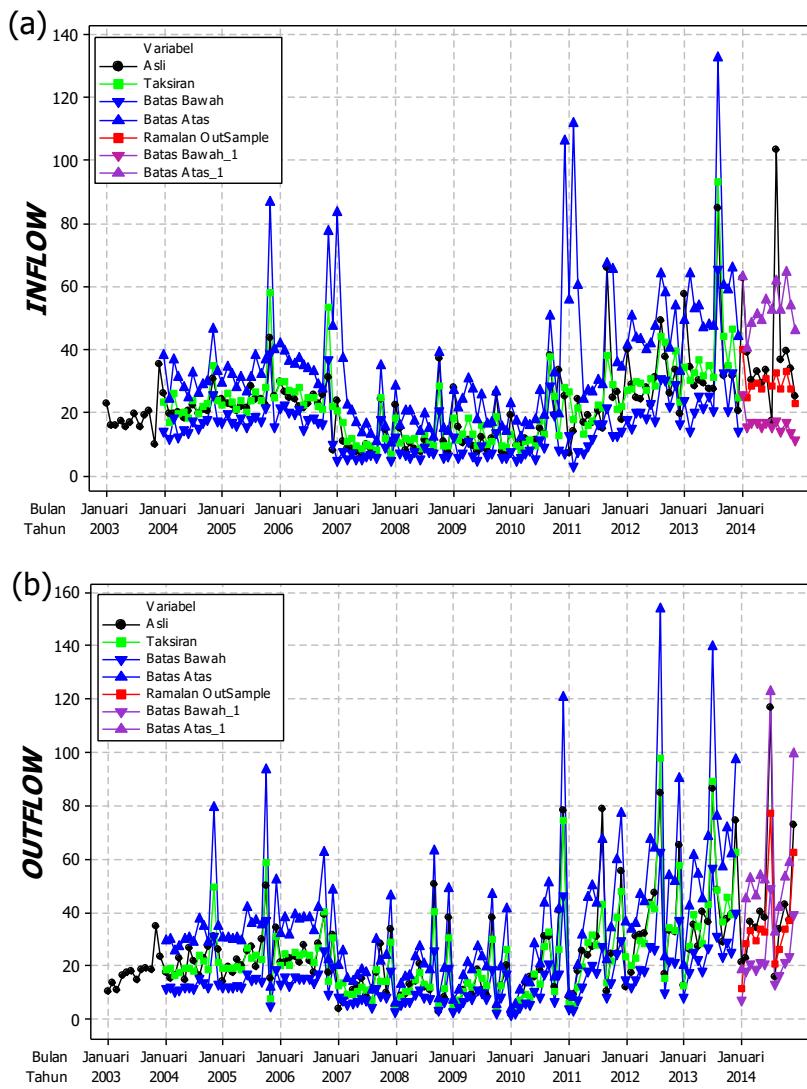
Observasi	$\sqrt{h_{1,t}}$	$\sqrt{h_{2,t}}$	Observasi	$\rho_{1,1,t}$	$\rho_{1,2,t}$	$\rho_{2,1,t}$	$\rho_{2,2,t}$
1	0,275	0,275	1	1	-0,198	-0,198	1
2	0,297	0,280	2	1	-0,202	-0,202	1
3	0,316	0,280	3	1	-0,202	-0,202	1
4	0,333	0,280	4	1	-0,203	-0,203	1
5	0,349	0,280	5	1	-0,204	-0,204	1
6	0,362	0,280	6	1	-0,204	-0,204	1
7	0,374	0,280	7	1	-0,205	-0,205	1
8	0,386	0,280	8	1	-0,205	-0,205	1
9	0,396	0,280	9	1	-0,205	-0,205	1
10	0,405	0,280	10	1	-0,205	-0,205	1
11	0,413	0,280	11	1	-0,205	-0,205	1
12	0,421	0,280	12	1	-0,205	-0,205	1

**Tabel 4.20** Ramalan Matriks Kovarians Bersyarat

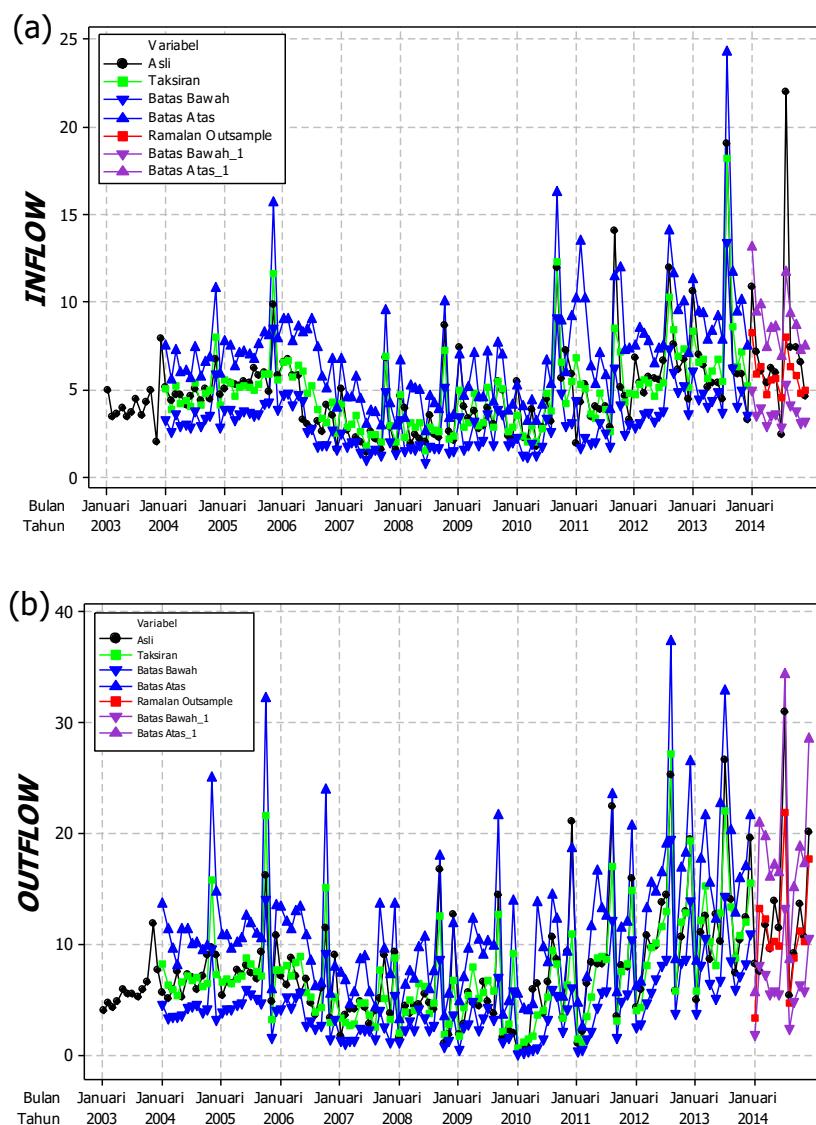
Tahun	Bulan	Nasional				Provinsi DKI Jakarta			
		$\hat{H}_{1,1,t}$	$\hat{H}_{1,2,t}$	$\hat{H}_{2,1,t}$	$\hat{H}_{2,2,t}$	$\hat{H}_{1,1,t}$	$\hat{H}_{1,2,t}$	$\hat{H}_{2,1,t}$	$\hat{H}_{2,2,t}$
2014	1	0,076	-0,015	-0,015	0,076	0,007	-0,0003	-0,0003	0,007
	2	0,088	-0,017	-0,017	0,078	0,006	-0,0003	-0,0003	0,008
	3	0,100	-0,018	-0,018	0,079	0,006	-0,0003	-0,0003	0,009
	4	0,111	-0,019	-0,019	0,079	0,005	-0,0003	-0,0003	0,009
	5	0,122	-0,020	-0,020	0,079	0,005	-0,0003	-0,0003	0,009
	6	0,131	-0,021	-0,021	0,079	0,005	-0,0004	-0,0004	0,010
	7	0,140	-0,021	-0,021	0,079	0,005	-0,0004	-0,0004	0,010
	8	0,149	-0,022	-0,022	0,079	0,005	-0,0004	-0,0004	0,010
	9	0,157	-0,023	-0,023	0,079	0,005	-0,0004	-0,0004	0,010
	10	0,164	-0,023	-0,023	0,079	0,004	-0,0004	-0,0004	0,010
	11	0,171	-0,024	-0,024	0,079	0,004	-0,0004	-0,0004	0,010
	12	0,177	-0,024	-0,024	0,079	0,004	-0,0004	-0,0004	0,010

Langkah dalam ramalan matriks diagonal deviasi standar dan korelasi bersyarat juga diterapkan untuk tingkat Provinsi DKI Jakarta yang dapat dilihat secara rinci

pada Lampiran F(j). Kemudian menggunakan persamaan (2.51), maka didapatkan ramalan matriks kovarians bersyarat pada masing-masing tingkatan yang ditampilkan pada Tabel 4.20.



**Gambar 4.9** Plot Time Series Taksiran dan Ramalan Inflow (a) dan Outflow (b) VARI-X dengan Batas Interval DCC-MGARCH (Nasional)



**Gambar 4.10** Plot Time Series Taksiran dan Ramalan *Inflow* (a) dan *Outflow* (b) VARI-X dengan Batas *Interval* DCC-MGARCH (DKI Jakarta)

Selanjutnya hasil dari taksiran *in-sample* matriks kovarians bersyarat pada Tabel 4.18 dan ramalan *out-sample* matriks kovarians bersyarat pada Tabel 4.20 akan digunakan dalam perhitungan batas *interval* untuk hasil peramalan basis rata-rata *inflow* dan *outflow* di tingkat Nasional maupun Provinsi DKI Jakarta. Hasil perhitungan batas *interval* ditampilkan pada Tabel 4.21 dan Tabel 4.22 untuk taksiran *in-sample*, sementara Tabel 4.23 dan 4.24 untuk ramalan *out-sample*. Kemudian secara visual menggunakan plot *time series* untuk menggambarkan hasil dari pemodelan DCC-MGARCH(1,1), dimana Gambar 4.9 untuk tingkat Nasional dan Gambar 4.10 untuk tingkat Provinsi DKI Jakarta. Perhitungan interval ini

berdasarkan persamaan (2.37) dan (2.38). Salah satu contoh perhitungan batas *interval* untuk taksiran *in-sample inflow* tingkat Nasional pada bulan Januari 2003 sebagai berikut:

$$\begin{aligned}
 \text{Batas Atas}_{\text{DCC-MGARCH}} &= \hat{Z}_{11,t} + \left[ N_{0,1/2} \sqrt{\hat{h}_{11,t}} \right] \\
 &= \hat{Z}_{11,t} + \left[ N_{0,05} \sqrt{\hat{h}_{11,t}} \right] \\
 &= 3,14672 + \left[ 1,64485 \sqrt{0,08921} \right] \\
 &= 3,63800
 \end{aligned}$$

Kemudian hasil perhitungan di atas ditransformasi kembali menjadi berikut:

$$\begin{aligned}
 \text{Batas Atas}_{\text{DCC-MGARCH}} &= e^{(3,63800)} \\
 &= 38,01573 \text{ miliar}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \text{Batas Bawah}_{\text{DCC-MGARCH}} &= \hat{Z}_{11,t} - \left[ N_{0,05} \sqrt{\hat{h}_{11,t}} \right] \\
 &= 3,14672 - \left[ 1,64485 \sqrt{0,08921} \right] \\
 &= 2,65544
 \end{aligned}$$

Kemudian hasil perhitungan di atas ditransformasi kembali menjadi berikut:

$$\begin{aligned}
 \text{Batas Bawah}_{\text{DCC-MGARCH}} &= e^{(2,65544)} \\
 &= 14,23125 \text{ miliar}
 \end{aligned}$$

**Tabel 4.21** Taksiran *In-Sample Inflow* dan *Outflow* dengan Batas *Interval* DCC-MGARCH Tingkat Nasional

Tahun	Bulan	Sebelum <i>re-transformation</i>						Setelah <i>re-transformation</i>					
		$\hat{Z}_{11,t}$	Batas Bawah	Batas Atas	$\hat{Z}_{21,t}$	Batas Bawah	Batas Atas	$\hat{Z}_{11,t}$	Batas Bawah	Batas Atas	$\hat{Z}_{21,t}$	Batas Bawah	Batas Atas
2004	1	3,147	2,655	3,638	2,924	2,462	3,385	23,260	14,231	38,015	18,615	11,733	29,532
	2	2,828	2,462	3,195	2,942	2,493	3,391	16,920	11,733	24,399	18,951	12,097	29,687
	3	3,259	2,916	3,601	2,782	2,326	3,238	26,017	18,468	36,653	16,155	10,241	25,485
	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
	11	3,546	3,251	3,841	3,903	3,432	4,375	34,682	25,819	46,588	49,561	30,932	79,407
	12	3,177	2,860	3,494	3,066	2,582	3,550	23,974	17,455	32,928	21,457	13,228	34,804
	1	3,107	2,833	3,381	2,957	2,500	3,414	22,343	16,989	29,386	19,247	12,188	30,395
	2	3,260	2,977	3,544	2,958	2,495	3,422	26,061	19,635	34,590	19,268	12,121	30,628
	3	3,150	2,826	3,473	2,943	2,495	3,391	23,330	16,881	32,243	18,971	12,116	29,703
	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
2005	11	4,058	3,654	4,461	2,056	1,604	2,509	57,833	38,617	86,612	7,818	4,973	12,291
	12	3,205	2,725	3,685	3,438	2,922	3,954	24,656	15,263	39,828	31,119	18,576	52,132
	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
	1	3,303	2,882	3,723	3,146	2,693	3,599	27,185	17,848	41,405	23,236	14,772	36,551
	2	3,319	2,716	3,923	3,003	2,489	3,516	27,645	15,115	50,561	20,144	12,054	33,664
	3	3,389	2,999	3,778	3,133	2,678	3,589	29,623	20,068	43,726	22,949	14,556	36,183
	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
	11	3,672	3,356	3,987	3,499	3,051	3,947	39,319	28,686	53,894	33,078	21,141	51,756
	12	3,151	2,800	3,502	4,055	3,606	4,505	23,352	16,439	33,172	57,699	36,817	90,427
	1	3,533	3,172	3,893	2,543	2,093	2,993	34,211	23,865	49,042	12,718	8,110	19,943
2012	2	3,405	2,653	4,158	3,295	2,847	3,742	30,121	14,194	63,919	26,965	17,237	42,182
	3	3,482	2,998	3,965	3,671	3,224	4,119	32,510	20,048	52,719	39,297	25,121	61,472
	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
	11	3,836	3,487	4,186	3,672	3,218	4,126	46,357	32,687	65,743	39,327	24,975	61,924
	12	3,209	2,633	3,785	4,132	3,684	4,580	24,756	13,916	44,039	62,302	39,816	97,487

**Tabel 4.22** Taksiran *In-Sample Inflow* dan *Outflow* dengan Batas *Interval DCC-MGARCH* Tingkat DKI Jakarta

Tahun	Bulan	Sebelum <i>re-transformation</i>						Setelah <i>re-transformation</i>					
		$\hat{Z}_{12,t}$	Batas Bawah	Batas Atas	$\hat{Z}_{22,t}$	Batas Bawah	Batas Atas	$\hat{Z}_{12,t}$	Batas Bawah	Batas Atas	$\hat{Z}_{22,t}$	Batas Bawah	Batas Atas
2004	1	1,361	1,256	1,465	1,489	1,335	1,644	5,058	3,320	7,470	8,142	4,578	13,680
	2	1,294	1,201	1,387	1,420	1,254	1,586	3,884	2,627	5,589	6,328	3,288	11,326
	3	1,368	1,278	1,458	1,401	1,266	1,535	5,199	3,632	7,274	5,897	3,466	9,554
	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
	11	1,486	1,401	1,571	1,690	1,536	1,844	8,033	5,890	10,769	15,835	9,587	25,037
	12	1,309	1,217	1,400	1,457	1,249	1,666	4,125	2,817	5,887	7,261	3,221	14,680
2005	1	1,385	1,295	1,475	1,432	1,292	1,573	5,561	3,904	7,747	6,622	3,844	10,843
	2	1,379	1,291	1,466	1,440	1,308	1,572	5,421	3,841	7,491	6,812	4,109	10,803
	3	1,336	1,252	1,420	1,424	1,313	1,534	4,599	3,266	6,340	6,415	4,193	9,508
	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
	11	1,594	1,502	1,687	1,244	1,086	1,401	11,652	8,506	15,679	3,151	1,546	5,898
	12	1,386	1,291	1,482	1,471	1,302	1,639	5,582	3,832	7,931	7,610	4,006	13,483
2012	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
	1	1.343	1.219	1.467	1.302	1.191	1.413	4.721	2.831	7.524	4.012	2.507	6.177
	2	1.372	1.242	1.502	1.319	1.210	1.429	5.284	3.128	8.510	4.298	2.724	6.541
	3	1.383	1.277	1.490	1.489	1.343	1.635	5.519	3.624	8.146	8.121	4.718	13.286
	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
	11	1.459	1.370	1.549	1.622	1.507	1.737	7.312	5.243	9.998	12.768	8.672	18.309
2013	12	1.364	1.277	1.451	1.756	1.648	1.865	5.130	3.626	7.104	19.380	13.868	26.548
	1	1.496	1.407	1.584	1.395	1.288	1.503	8.325	6.036	11.270	5.773	3.784	8.537
	2	1.430	1.327	1.533	1.608	1.489	1.727	6.572	4.437	9.473	12.189	8.132	17.748
	3	1.438	1.345	1.530	1.679	1.565	1.793	6.756	4.758	9.385	15.294	10.562	21.612
	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
	11	1,455	1,357	1,553	1,603	1,493	1,713	7,190	4,983	10,129	11,973	8,236	16,977
	12	1,367	1,268	1,466	1,684	1,575	1,792	5,182	3,491	7,483	15,516	10,917	21,570

**Tabel 4.23** Ramalan Out-Sample Inflow dan Outflow dengan Batas Interval DCC-MGARCH Tingkat Nasional

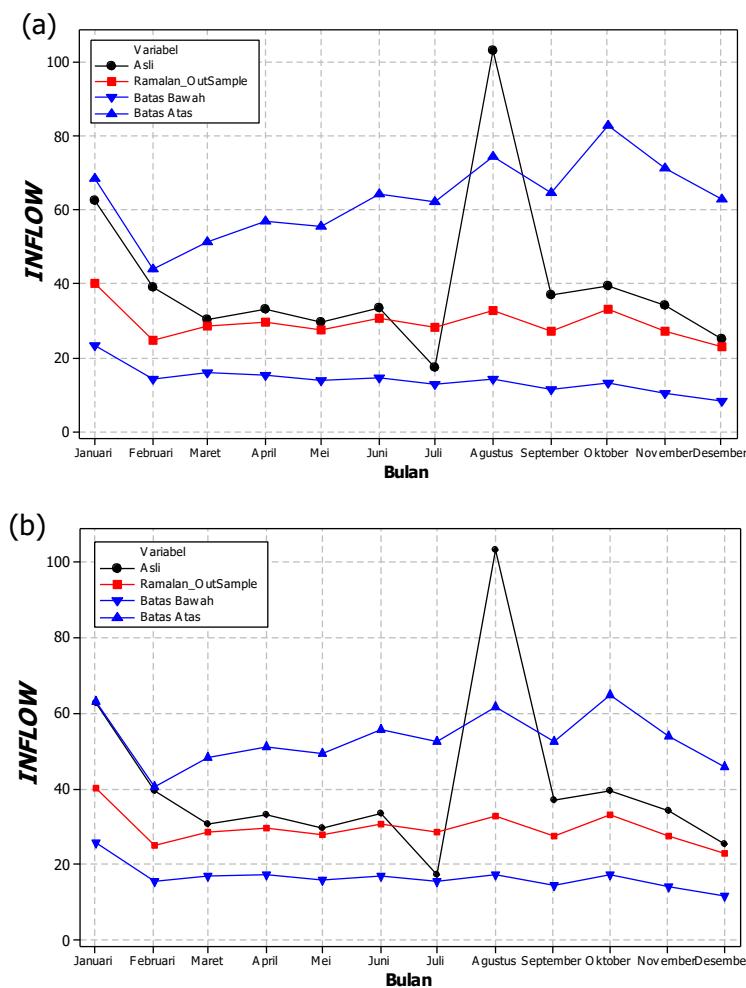
Tahun	Bulan	Sebelum re-transformation						Setelah re-transformation					
		$\hat{Z}_{11,t}$	Batas Bawah	Batas Atas	$\hat{Z}_{21,t}$	Batas Bawah	Batas Atas	$\hat{Z}_{11,t}$	Batas Bawah	Batas Atas	$\hat{Z}_{21,t}$	Batas Bawah	Batas Atas
2014	1	3,690	3,237	4,143	2,454	2,001	2,906	40,040	25,464	62,961	11,629	7,396	18,285
	2	3,214	2,725	3,703	3,344	2,884	3,804	24,869	15,252	40,549	28,335	17,882	44,900
	3	3,353	2,833	3,874	3,501	3,040	3,962	28,592	16,989	48,120	33,147	20,900	52,572
	4	3,384	2,836	3,933	3,376	2,915	3,838	29,498	17,044	51,050	29,259	18,446	46,411
	5	3,321	2,747	3,894	3,526	3,065	3,987	27,674	15,597	49,102	33,988	21,427	53,912
	6	3,423	2,827	4,019	3,494	3,032	3,955	30,658	16,897	55,626	32,912	20,749	52,206
	7	3,343	2,727	3,959	4,348	3,886	4,809	28,300	15,286	52,393	77,304	48,735	122,620
	8	3,486	2,852	4,120	3,032	2,571	3,493	32,660	17,322	61,579	20,738	13,074	32,894
	9	3,306	2,655	3,956	3,269	2,808	3,730	27,264	14,222	52,267	26,289	16,573	41,700
	10	3,502	2,836	4,168	3,512	3,051	3,974	33,181	17,048	64,582	33,527	21,137	53,182
	11	3,308	2,628	3,988	3,616	3,155	4,077	27,322	13,844	53,922	37,183	23,441	58,981
	12	3,133	2,440	3,826	4,136	3,675	4,598	22,942	11,478	45,858	62,578	39,451	99,262

**Tabel 4.24** Ramalan Out-Sample Inflow dan Outflow dengan Batas Interval DCC-MGARCH Tingkat Provinsi DKI Jakarta

Tahun	Bulan	Sebelum re-transformation						Setelah re-transformation					
		$\hat{Z}_{12,t}$	Batas Bawah	Batas Atas	$\hat{Z}_{22,t}$	Batas Bawah	Batas Atas	$\hat{Z}_{12,t}$	Batas Bawah	Batas Atas	$\hat{Z}_{22,t}$	Batas Bawah	Batas Atas
2014	1	1,494	1,355	1,632	1,254	1,118	1,390	8,259	4,942	13,187	3,285	1,795	5,649
	2	1,402	1,271	1,532	1,634	1,487	1,781	5,911	3,534	9,443	13,261	8,066	20,885
	3	1,420	1,296	1,544	1,609	1,456	1,763	6,336	3,913	9,854	12,234	7,211	19,779
	4	1,344	1,224	1,464	1,538	1,381	1,696	4,740	2,900	7,429	9,647	5,462	16,120
	5	1,387	1,270	1,503	1,556	1,396	1,716	5,584	3,517	8,541	10,240	5,787	17,137
	6	1,390	1,275	1,504	1,542	1,381	1,703	5,651	3,597	8,566	9,776	5,466	16,501
	7	1,333	1,220	1,445	1,797	1,635	1,959	4,532	2,847	6,947	21,849	13,283	34,425
	8	1,486	1,374	1,597	1,345	1,182	1,507	8,034	5,329	11,759	4,750	2,410	8,663
	9	1,418	1,308	1,529	1,512	1,349	1,675	6,293	4,103	9,346	8,798	4,828	15,079
	10	1,397	1,287	1,508	1,584	1,421	1,747	5,819	3,777	8,674	11,253	6,352	18,849
	11	1,348	1,239	1,458	1,556	1,393	1,720	4,821	3,084	7,277	10,257	5,725	17,338
	12	1,357	1,248	1,467	1,728	1,564	1,891	4,995	3,209	7,513	17,765	10,535	28,577

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

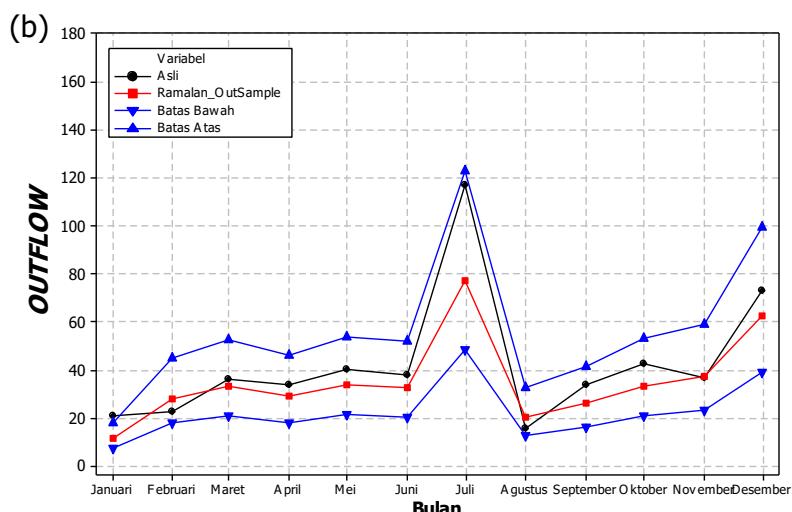
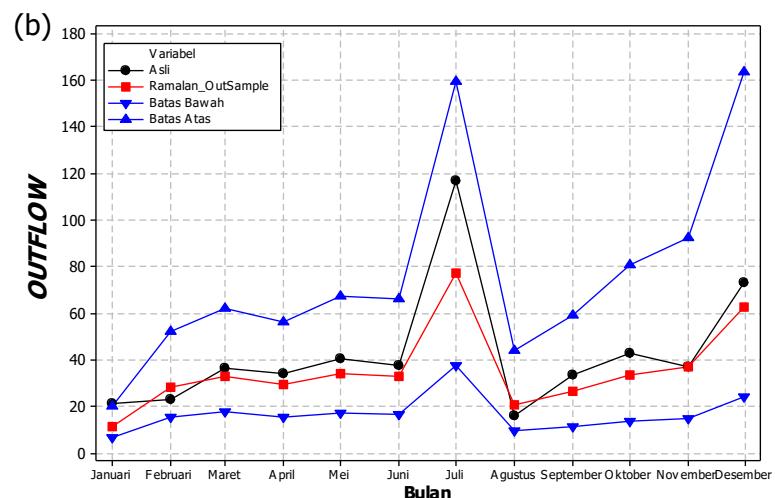
Setelah melakukan pemodelan VARI-X dan DCC-MGARCH pada subbab 4.2 dan 4.3, dapat diperoleh bahwa adanya penambahan model DCC-MGARCH ini mempengaruhi *range* nilai peramalan interval. Peramalan interval yang diperoleh menggunakan model DCC-MGARCH mengakibatkan *range* dari batas atas dan bawah menyempit dibandingkan menggunakan varians *error* dari model VARI-X. Hal tersebut dapat digambarkan secara jelas melalui hasil peramalan *out-sample inflow* dan *outflow* untuk masing-masing tingkatan pada Gambar 4.11, 4.12, 4.13, dan 4.14, serta untuk melihat perbandingan nilai *range* dari batas *interval* ditampilkan pada Tabel 4.25, 4.26, 4.27, dan 4.28.



**Gambar 4.11** Plot Time Series Ramalan *Inflow* untuk VARI-X (a) dan DCC-MGARCH (b) (Nasional)

**Tabel 4.25** Perbandingan Peramalan *Interval (Inflow Nasional)*

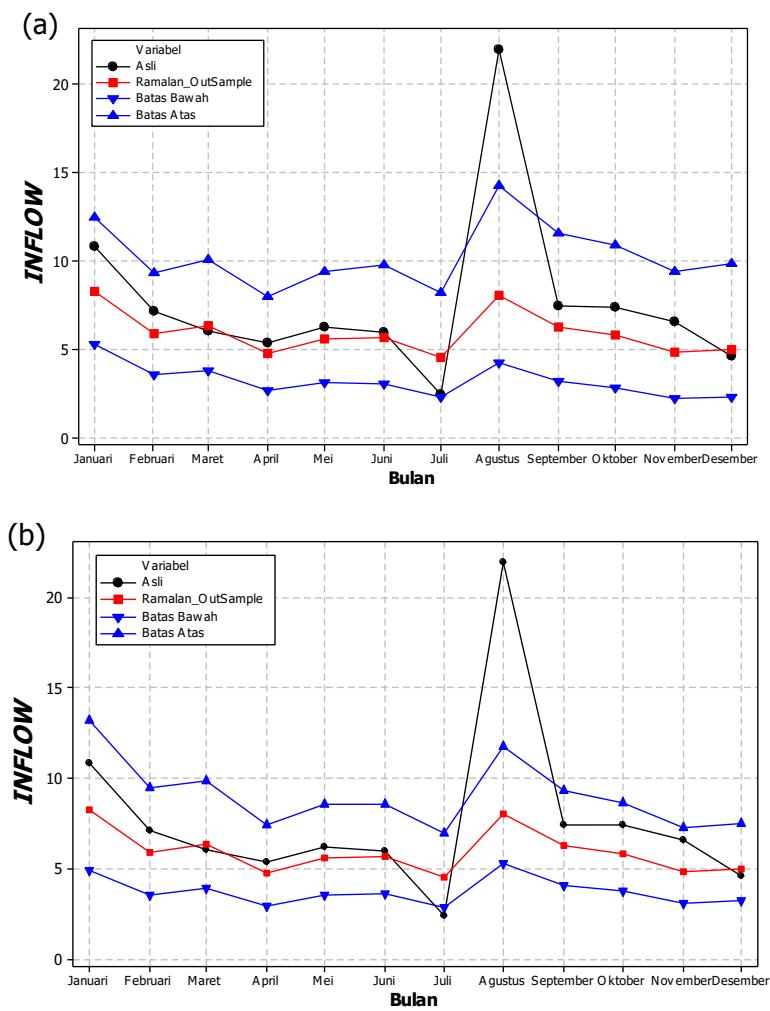
Tahun	Bulan	VARI-X			DCC-MGARCH		
		Batas Bawah	Batas Atas	Range	Batas Bawah	Batas Atas	Range
2014	1	23,383	68,565	45,182	25,464	62,961	37,496
	2	14,056	44,000	29,944	15,252	40,549	25,297
	3	15,889	51,453	35,564	16,989	48,120	31,131
	4	15,302	56,862	41,560	17,044	51,050	34,006
	5	13,799	55,501	41,702	15,597	49,102	33,505
	6	14,605	64,356	49,751	16,897	55,626	38,728
	7	12,833	62,408	49,574	15,286	52,393	37,106
	8	14,313	74,522	60,208	17,322	61,579	44,257
	9	11,456	64,885	53,429	14,222	52,267	38,045
	10	13,276	82,931	69,655	17,048	64,582	47,535
	11	10,477	71,254	60,777	13,844	53,922	40,078
	12	8,381	62,803	54,422	11,478	45,858	34,380



**Gambar 4.12** Plot Time Series Ramalan *Outflow* untuk VARI-X (a) dan DCC-MGARCH (b) (Nasional)

**Tabel 4.26** Perbandingan Peramalan *Interval* (*Outflow Nasional*)

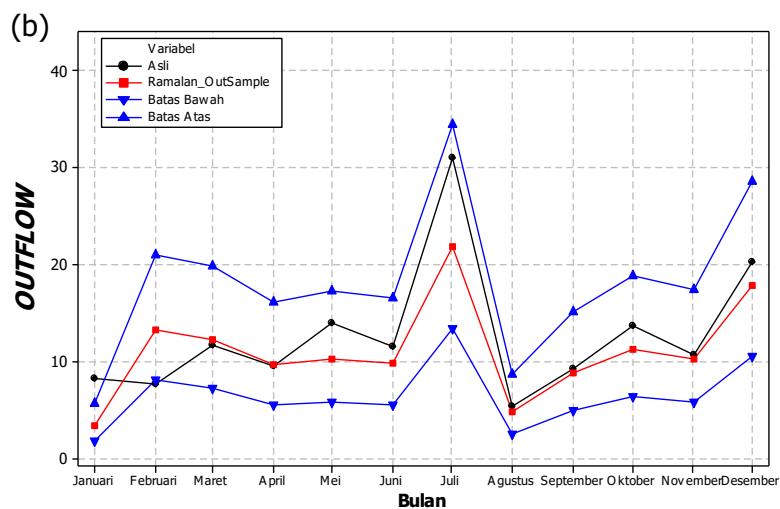
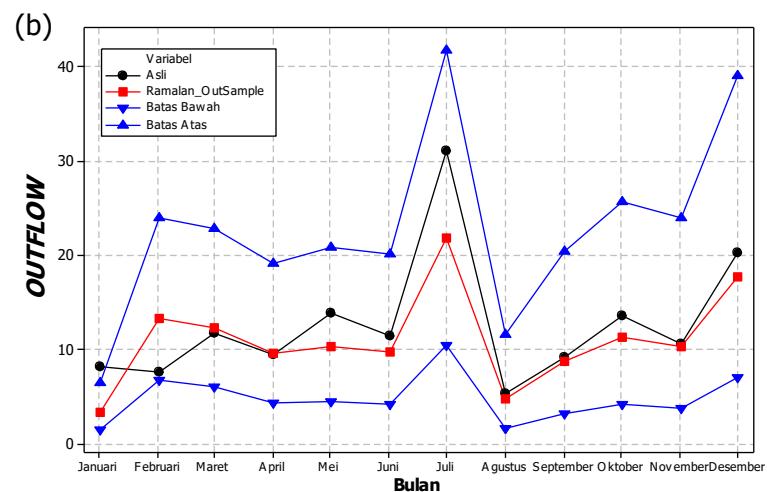
Tahun	Bulan	VARI-X			DCC-MGARCH		
		Batas Bawah	Batas Atas	Range	Batas Bawah	Batas Atas	Range
2014	1	6,733	20,087	13,355	7,396	18,285	10,889
	2	15,374	52,223	36,849	17,882	44,900	27,018
	3	17,646	62,267	44,621	20,900	52,572	31,673
	4	15,266	56,078	40,812	18,446	46,411	27,965
	5	17,238	67,012	49,774	21,427	53,912	32,485
	6	16,438	65,899	49,461	20,749	52,206	31,457
	7	37,541	159,182	121,640	48,735	122,620	73,886
	8	9,742	44,142	34,400	13,074	32,894	19,821
	9	11,677	59,187	47,510	16,573	41,700	25,126
	10	13,938	80,651	66,713	21,137	53,182	32,045
	11	14,950	92,483	77,533	23,441	58,981	35,539
	12	23,934	163,613	139,678	39,451	99,262	59,811



**Gambar 4.13** Plot Time Series Ramalan Inflow untuk VARI-X (a) dan DCC-MGARCH (b) (DKI Jakarta)

**Tabel 4.27** Perbandingan Peramalan Interval (*Inflow* DKI Jakarta)

Tahun	Bulan	VARI-X			DCC-MGARCH		
		Batas Bawah	Batas Atas	Range	Batas Bawah	Batas Atas	Range
2014	1	5,287	12,460	7,173	4,942	13,187	8,245
	2	3,590	9,322	5,732	3,534	9,443	5,908
	3	3,822	10,049	6,228	3,913	9,854	5,941
	4	2,646	8,010	5,364	2,900	7,429	4,530
	5	3,122	9,426	6,304	3,517	8,541	5,024
	6	3,070	9,762	6,692	3,597	8,566	4,969
	7	2,305	8,249	5,944	2,847	6,947	4,100
	8	4,227	14,240	10,014	5,329	11,759	6,430
	9	3,168	11,548	8,380	4,103	9,346	5,243
	10	2,860	10,879	8,020	3,777	8,674	4,897
	11	2,238	9,418	7,180	3,084	7,277	4,193
	12	2,286	9,864	7,578	3,209	7,513	4,304



**Gambar 4.14** Plot Time Series Ramalan *Outflow* untuk VARI-X (a) dan DCC-MGARCH (b)  
(DKI Jakarta)

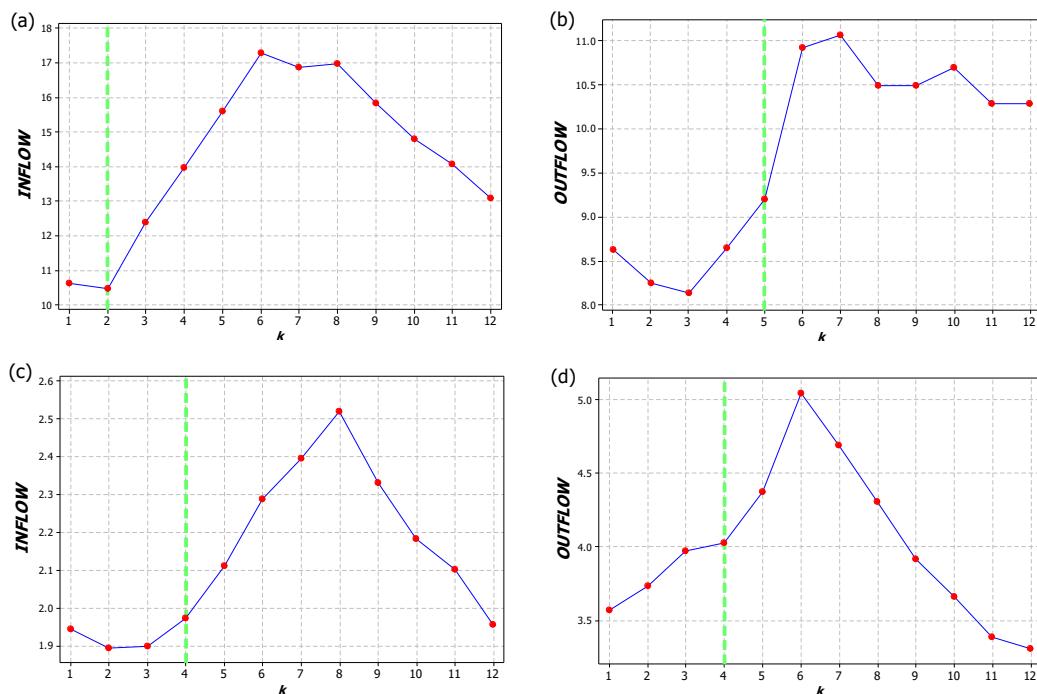
**Tabel 4.28** Perbandingan Peramalan Interval (*Outflow* DKI Jakarta)

Tahun	Bulan	VARI-X			DCC-MGARCH		
		Batas Bawah	Batas Atas	Range	Batas Bawah	Batas Atas	Range
2014	1	1,488	6,538	5,050	1,795	5,649	3,854
	2	6,823	23,919	17,096	8,066	20,885	12,820
	3	6,044	22,782	16,737	7,211	19,779	12,568
	4	4,381	19,163	14,782	5,462	16,120	10,658
	5	4,513	20,806	16,293	5,787	17,137	11,350
	6	4,222	20,163	15,941	5,466	16,501	11,035
	7	10,441	41,745	31,304	13,283	34,425	21,141
	8	1,631	11,545	9,914	2,410	8,663	6,252
	9	3,233	20,395	17,161	4,828	15,079	10,251
	10	4,229	25,676	21,447	6,352	18,849	12,498
	11	3,714	24,026	20,312	5,725	17,338	11,613
	12	7,036	39,042	32,006	10,535	28,577	18,042

Selanjutnya untuk mengetahui apakah hasil ramalan titik pada model VARI-X mampu meramalkan berapa langkah ke depan dapat menggunakan prosedur *rolling forecast origin* pada BAB III. Ukuran kebaikan ramalan *outsample* menggunakan RMSE untuk masing-masing  $k$  langkah ke depan ditampilkan pada Tabel 4.29 dan secara visual dapat ditunjukkan pada Gambar 4.15. Pada peramalan *inflow* di tingkat Nasional akan menghasilkan ramalan yang baik hingga 2 bulan ke depan dengan nilai RMSE sebesar 10,455 sementara *outflow* akan menghasilkan ramalan yang baik hingga 5 bulan ke depan dengan nilai RMSE sebesar 9,197. Untuk tingkat Provinsi DKI Jakarta diperoleh bahwa pada *inflow* maupun *outflow* akan menghasilkan ramalan yang baik hingga 4 bulan ke depan dengan nilai RMSE masing-masing sebesar 1,974 dan 4,029.

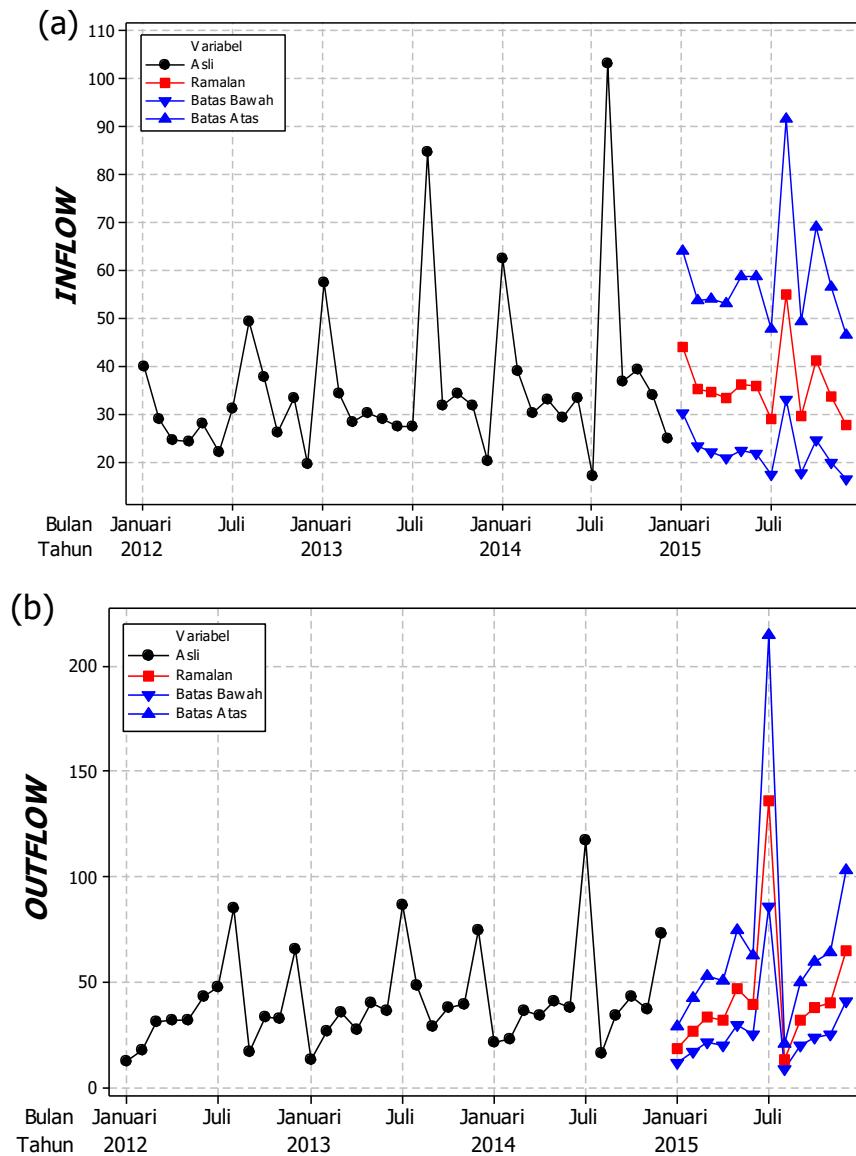
**Tabel 4.29** Perbandingan RMSE Aditif Ramalan  $k$  Langkah

$k$	Nasional		Provinsi DKI Jakarta	
	Inflow	Outflow	Inflow	Outflow
1	10,604	8,626	1,945	3,572
2	10,455	8,252	1,894	3,734
3	12,379	8,132	1,900	3,973
4	13,970	8,643	1,974	4,029
5	15,593	9,197	2,112	4,375
6	17,282	10,925	2,287	5,045
7	16,868	11,062	2,396	4,695
8	16,967	10,490	2,519	4,307
9	15,821	10,494	2,332	3,918
10	14,798	10,693	2,183	3,663
11	14,063	10,281	2,101	3,388
12	13,073	10,282	1,958	3,309

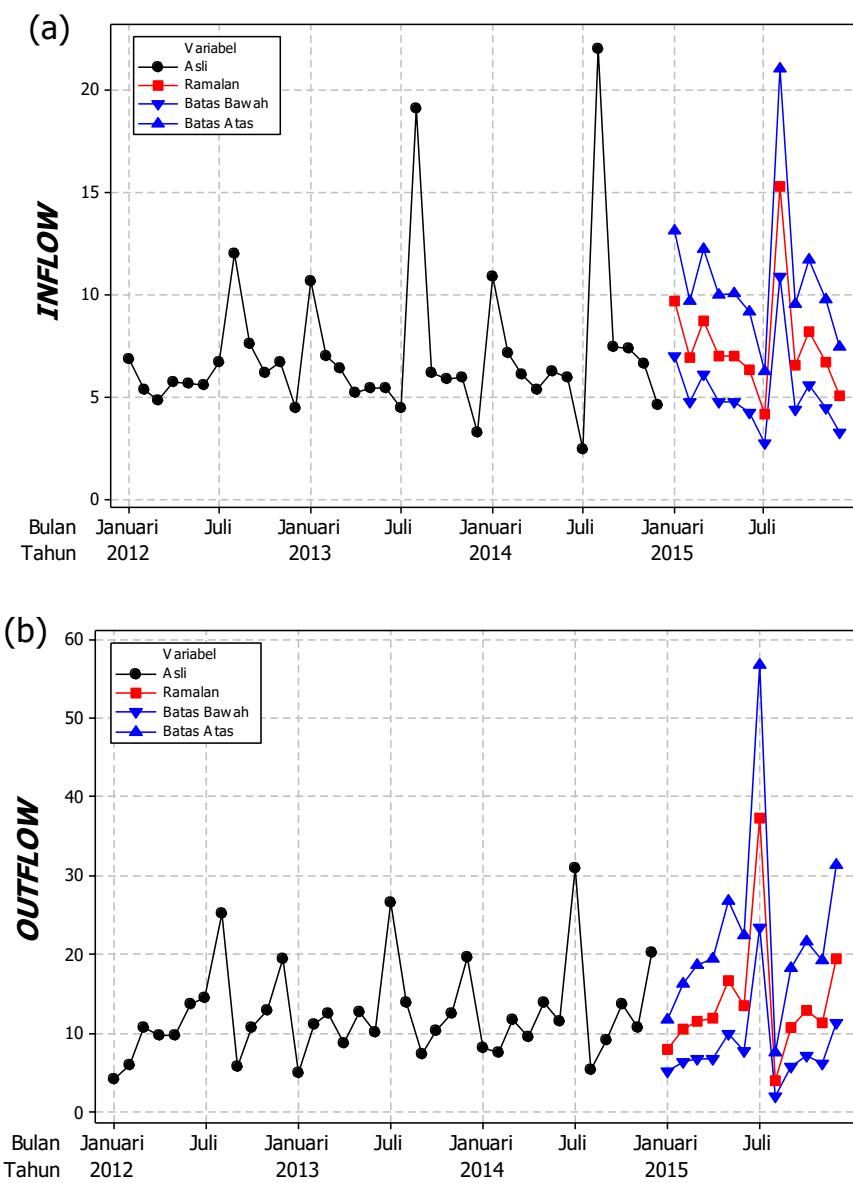


**Gambar 4.15** Plot RMSE Aditif  $k$  Langkah di Tingkat Nasional (a) (b) dan Provinsi DKI Jakarta (c) (d)

Langkah terakhir yaitu melakukan peramalan untuk tahun 2015, dimana peramalan *interval* menggunakan hasil ramalan varians dari model DCC-MGARCH(1,1). Hasil ramalan ditampilkan pada Tabel 4.30 dan 4.31 serta secara visual dapat dilihat pada Gambar 4.16 dan 4.17. Pada tahun 2015 bulan terjadinya hari raya Idul Fitri jatuh pada bulan Juli pada minggu ketiga. Tabel 4.30 dan 4.31 menunjukkan bahwa nilai *inflow* tertinggi jatuh pada satu bulan setelah hari raya Idul Fitri sebesar 55,148 miliar dan 15,254 miliar untuk masing-masing tingkatan, sementara nilai *outflow* tertinggi jatuh pada bulan terjadinya hari raya Idul Fitri sebesar 135,511 miliar dan 37,232 miliar untuk masing-masing tingkatan. Hasil ramalan 1 tahun ke depan ini sudah sesuai dengan hasil pemodelan serta dugaan pengaruh hari raya Idul Fitri terhadap pergerakan *inflow* dan *outflow* di tingkat Nasional maupun Provinsi DKI Jakarta.



Gambar 4.16 Plot Time Series Ramalan Inflow (a) dan Outflow (b) Tingkat Nasional



**Gambar 4.17** Plot Time Series Ramalan Inflow (a) dan Outflow (b) Tingkat DKI Jakarta

**Tabel 4.30** Hasil Ramalan *Inflow* dan *Outflow* Tingkat Nasional

Tahun	Bulan	Sebelum re-transformation						Setelah re-transformation					
		$\hat{Z}_{11,t}$	Batas Bawah	Batas Atas	$\hat{Z}_{21,t}$	Batas Bawah	Batas Atas	$\hat{Z}_{11,t}$	Batas Bawah	Batas Atas	$\hat{Z}_{21,t}$	Batas Bawah	Batas Atas
2014	1	3,784	3,408	4,159	2,901	2,456	3,347	43,971	30,198	64,026	18,201	11,655	28,424
	2	3,569	3,152	3,986	3,284	2,824	3,744	35,479	23,392	53,813	26,684	16,850	42,259
	3	3,544	3,099	3,989	3,502	3,041	3,962	34,603	22,170	54,007	33,176	20,930	52,587
	4	3,511	3,045	3,976	3,457	2,996	3,918	33,469	21,005	53,327	31,716	20,008	50,277
	5	3,592	3,111	4,073	3,844	3,384	4,305	36,311	22,447	58,740	46,735	29,482	74,084
	6	3,584	3,092	4,076	3,679	3,218	4,139	36,010	22,011	58,911	39,591	24,975	62,759
	7	3,367	2,866	3,868	4,909	4,448	5,370	28,995	17,575	47,836	135,511	85,486	214,812
	8	4,010	3,503	4,517	2,564	2,103	3,025	55,148	33,216	91,559	12,987	8,193	20,588
	9	3,389	2,877	3,900	3,447	2,986	3,908	29,625	17,759	49,420	31,411	19,816	49,793
	10	3,720	3,204	4,235	3,630	3,170	4,091	41,251	24,639	69,063	37,728	23,801	59,807
	11	3,521	3,003	4,039	3,693	3,233	4,154	33,809	20,138	56,758	40,176	25,344	63,686
	12	3,322	2,801	3,842	4,172	3,711	4,63	27,704	16,468	46,606	64,844	40,906	102,790

**Tabel 4.31** Hasil Ramalan *Inflow* dan *Outflow* Tingkat Provinsi DKI Jakarta

Tahun	Bulan	Sebelum re-transformation						Setelah re-transformation					
		$\hat{Z}_{12,t}$	Batas Bawah	Batas Atas	$\hat{Z}_{22,t}$	Batas Bawah	Batas Atas	$\hat{Z}_{12,t}$	Batas Bawah	Batas Atas	$\hat{Z}_{22,t}$	Batas Bawah	Batas Atas
2014	1	1,539	1,447	1,630	1,483	1,368	1,599	9,658	6,990	13,097	7,959	5,193	11,814
	2	1,443	1,347	1,539	1,562	1,424	1,701	6,889	4,790	9,676	10,470	6,417	16,385
	3	1,509	1,410	1,609	1,593	1,442	1,744	8,733	6,105	12,212	11,604	6,867	18,698
	4	1,447	1,346	1,548	1,600	1,441	1,758	6,988	4,768	9,979	11,855	6,852	19,476
	5	1,447	1,345	1,550	1,707	1,544	1,869	7,004	4,754	10,049	16,663	9,844	26,885
	6	1,418	1,314	1,522	1,642	1,477	1,807	6,287	4,215	9,116	13,598	7,791	22,501
	7	1,313	1,208	1,417	1,988	1,822	2,155	4,188	2,707	6,265	37,232	23,506	56,832
	8	1,678	1,573	1,783	1,301	1,133	1,468	15,254	10,861	20,988	3,991	1,934	7,543
	9	1,430	1,325	1,535	1,568	1,400	1,735	6,574	4,397	9,551	10,653	5,870	18,194
	10	1,490	1,384	1,595	1,625	1,457	1,793	8,151	5,539	11,681	12,863	7,238	21,600
	11	1,435	1,329	1,540	1,585	1,417	1,753	6,683	4,469	9,712	11,293	6,254	19,211
	12	1,359	1,253	1,464	1,757	1,588	1,925	5,017	3,276	7,442	19,415	11,421	31,438

## LAMPIRAN

### LAMPIRAN A

#### Data Inflow dan Outflow di Tingkat Nasional dan Provinsi DKI Jakarta

Tahun	Bulan	Nasional		DKI Jakarta	
		Inflow	Outflow	Inflow	Outflow
2003	Januari	22,947	10,639	4,932	3,993
	Februari	15,725	13,864	3,450	4,684
	Maret	15,859	10,787	3,619	4,339
	April	17,419	16,538	3,976	4,836
	Mei	15,647	17,655	3,476	5,901
	Juni	16,716	17,771	3,726	5,512
	Juli	19,741	14,956	4,468	5,514
	Agustus	15,659	18,602	3,571	5,288
	September	19,028	19,257	4,272	5,951
	Oktober	20,543	18,365	4,937	6,579
	November	9,971	34,642	2,003	11,927
	Desember	35,123	23,195	7,945	7,686
2004	Januari	25,898	17,483	5,173	5,577
	Februari	19,401	15,149	4,396	5,037
	Maret	19,831	16,270	4,679	5,919
	April	19,873	22,880	4,681	7,583
	Mei	18,385	14,851	4,150	5,200
	Juni	20,648	26,574	4,644	7,280
	Juli	22,580	21,548	5,053	7,020
	Agustus	19,761	16,522	4,336	5,931
	September	21,125	22,922	5,026	7,098
	Oktober	20,691	27,119	4,459	9,020
	November	30,501	31,207	6,755	9,747
	Desember	23,802	26,418	4,710	8,994
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
2014	Januari	62,714	21,244	10,851	8,235
	Februari	39,263	22,880	7,143	7,575
	Maret	30,481	36,208	6,068	11,687
	April	33,052	34,063	5,381	9,504
	Mei	29,518	40,469	6,237	13,908
	Juni	33,342	37,842	5,956	11,448
	Juli	17,224	116,877	2,439	31,013
	Agustus	103,200	15,824	21,996	5,319
	September	36,857	33,692	7,436	9,137
	Oktober	39,392	42,989	7,391	13,620
	November	34,037	37,122	6,589	10,640
	Desember	25,120	72,868	4,615	20,203

## LAMPIRAN B

### *Output Korelasi Data Inflow dan Outflow*

a. Nasional

#### **Correlations: Inflow.Nasional, Outflow.Nasional**

Pearson correlation of Inflow.Nasional and Outflow.Nasional = 0.176  
P-Value = 0.034

a. Provinsi DKI Jakarta

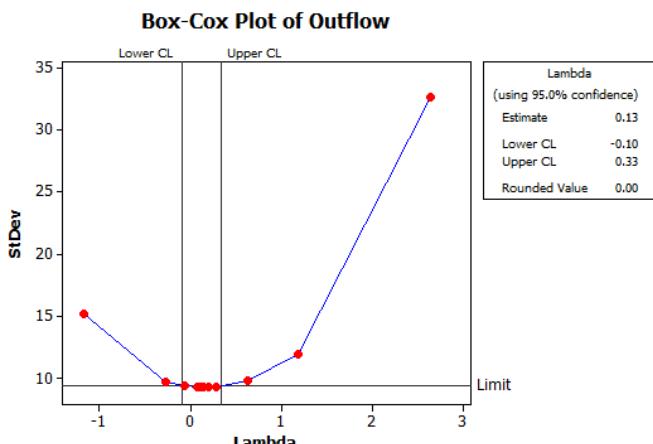
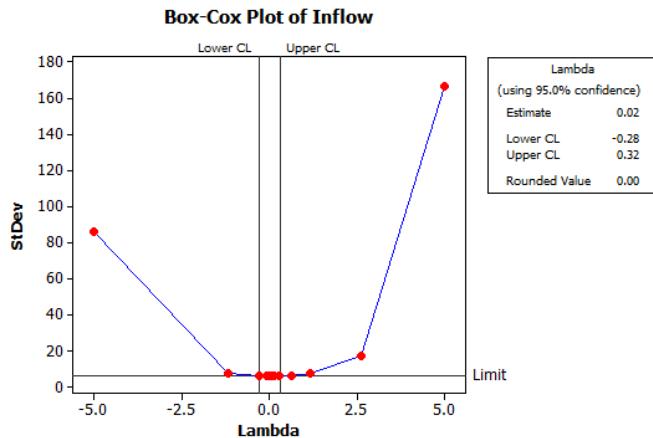
#### **Correlations: Inflow.Jakarta, Outflow.Jakarta**

Pearson correlation of Inflow.Jakarta and Outflow.Jakarta = 0.145  
P-Value = 0.082

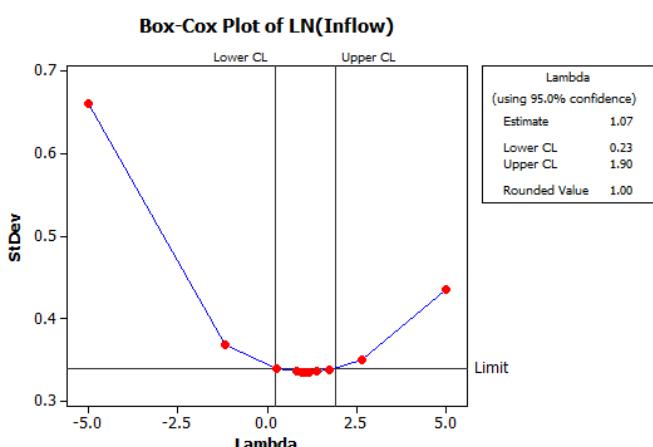
## LAMPIRAN C

### Identifikasi Stasioneritas Data di Tingkat Nasional

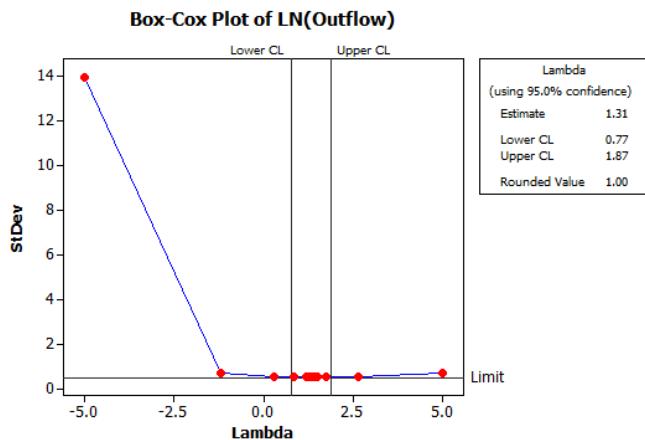
#### a. Plot Box-Cox



#### b. Plot Box-Cox (Setelah Transformasi)

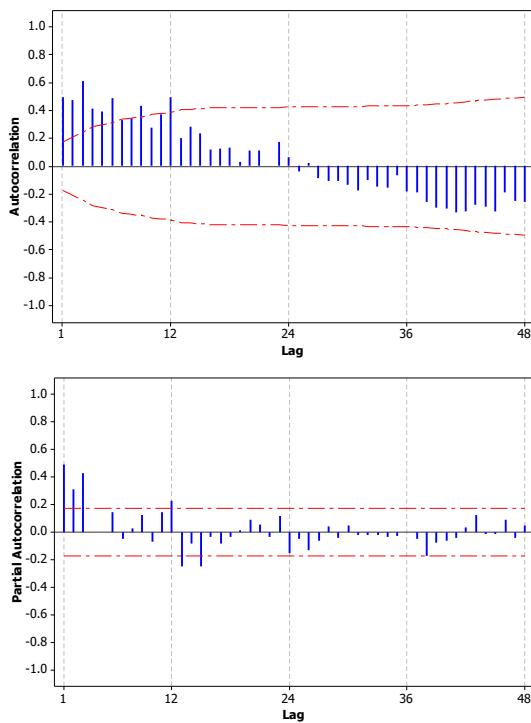


## LAMPIRAN C (LANJUTAN)



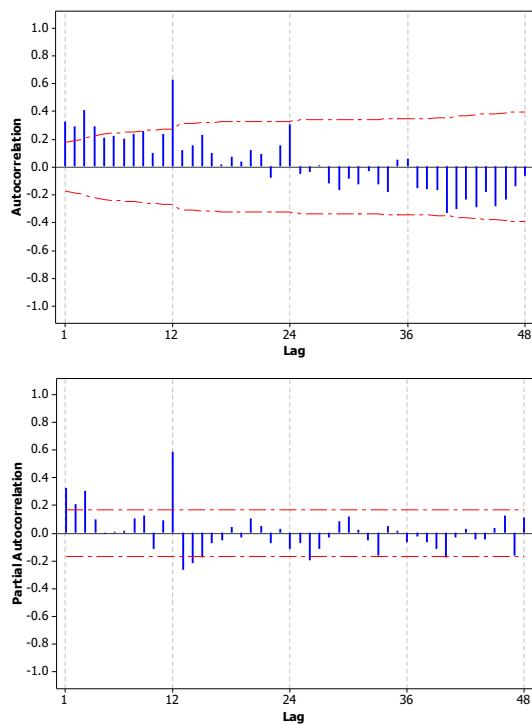
c. ACF dan PACF Data *Inflow* dan *Outflow*

*Inflow* :



## LAMPIRAN C (LANJUTAN)

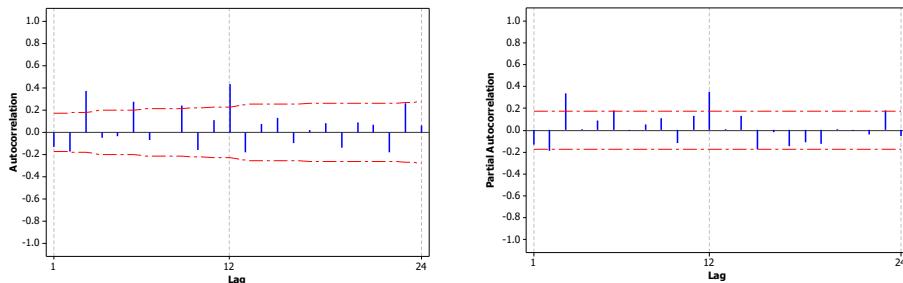
*Outflow :*



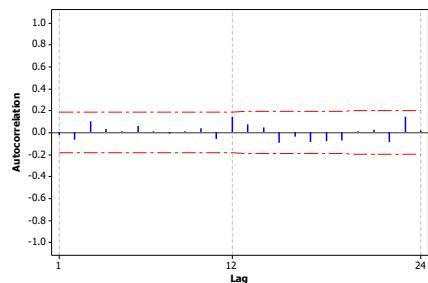
d. Plot ACF dan PACF Residual dari Model *non-seasonal*

*Inflow :*

Lag 1



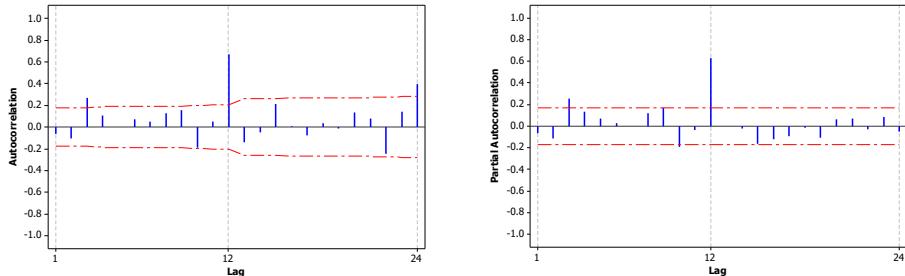
Lag 12



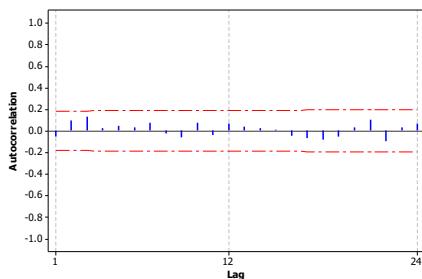
## LAMPIRAN C (LANJUTAN)

*Outflow :*

Lag 1

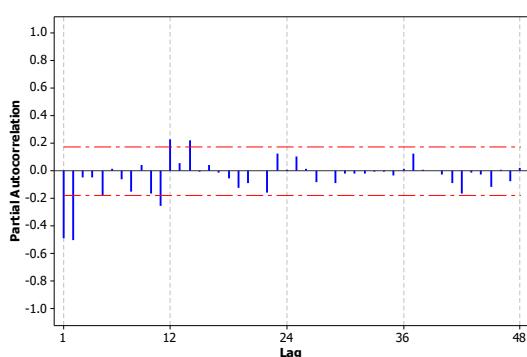
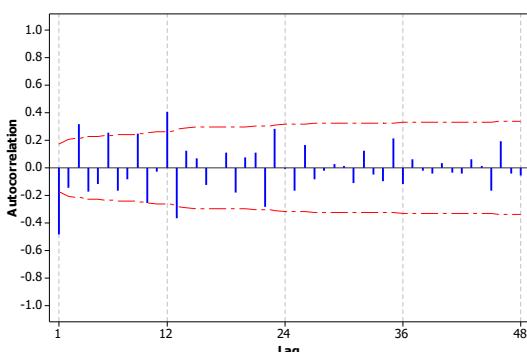


Lag 12



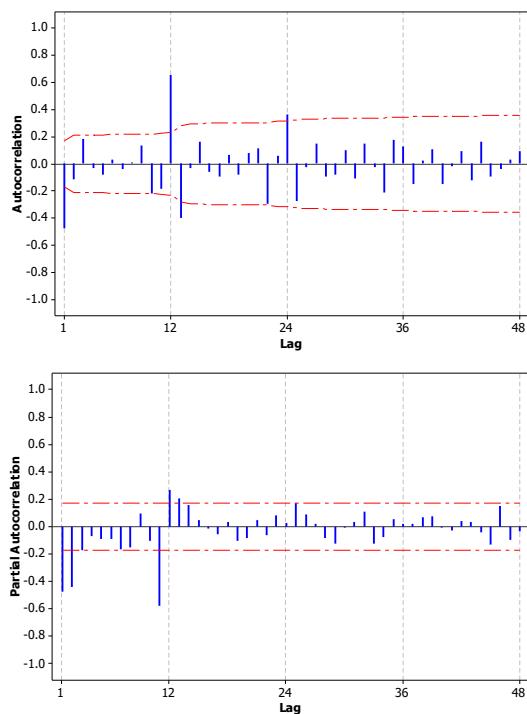
e. Plot ACF dan PACF Data *Inflow* dan *Outflow* Setelah *Differencing 1*

*Inflow :*



## LAMPIRAN C (LANJUTAN)

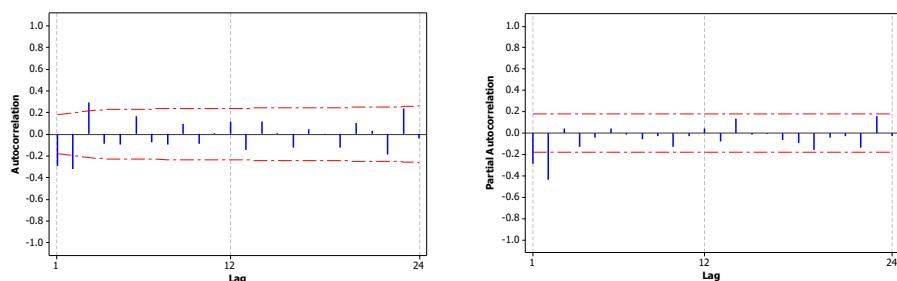
*Outflow :*



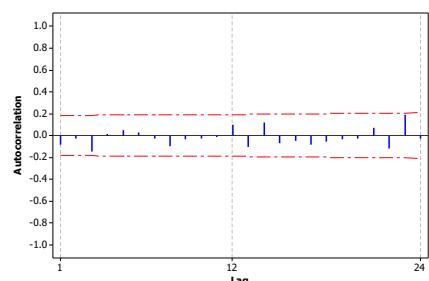
f. Plot ACF dan PACF Residual dari Model *seasonal*

*Inflow :*

Lag 1



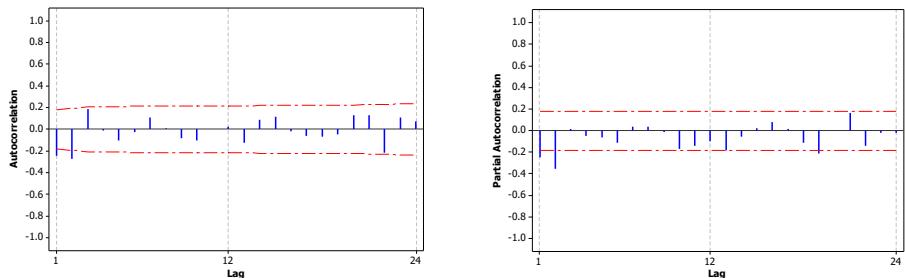
Lag 2



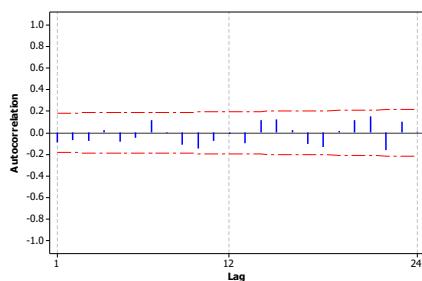
## LAMPIRAN C (LANJUTAN)

*Outflow :*

Lag 1



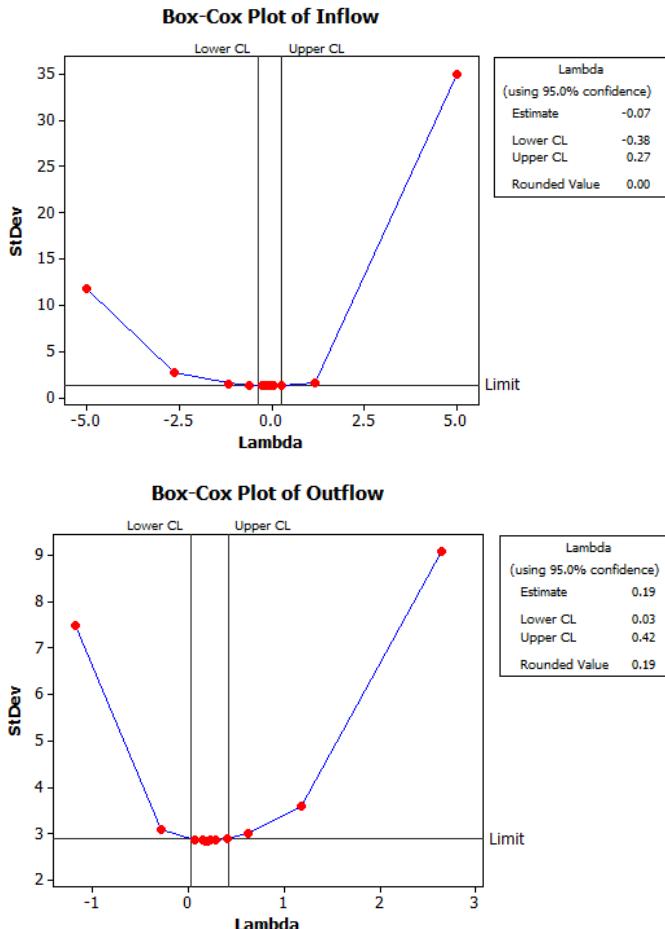
Lag 2



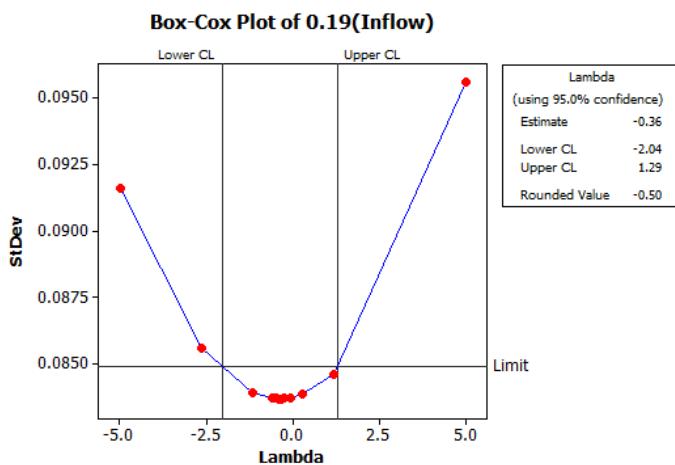
## LAMPIRAN D

### Identifikasi Stasioneritas Data di tingkat Provinsi DKI Jakarta

#### a. Plot Box-Cox

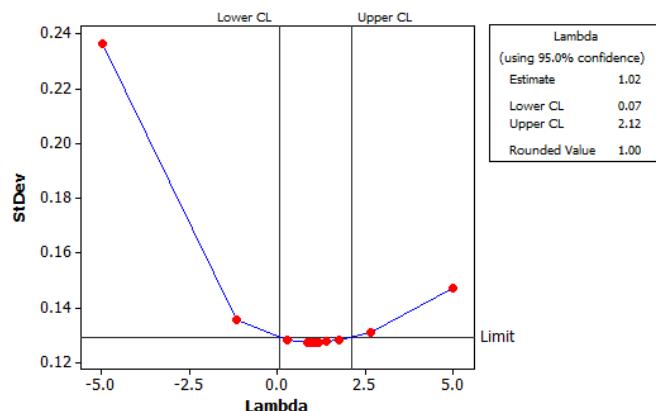


#### b. Plot Box-Cox (Setelah Transformasi)



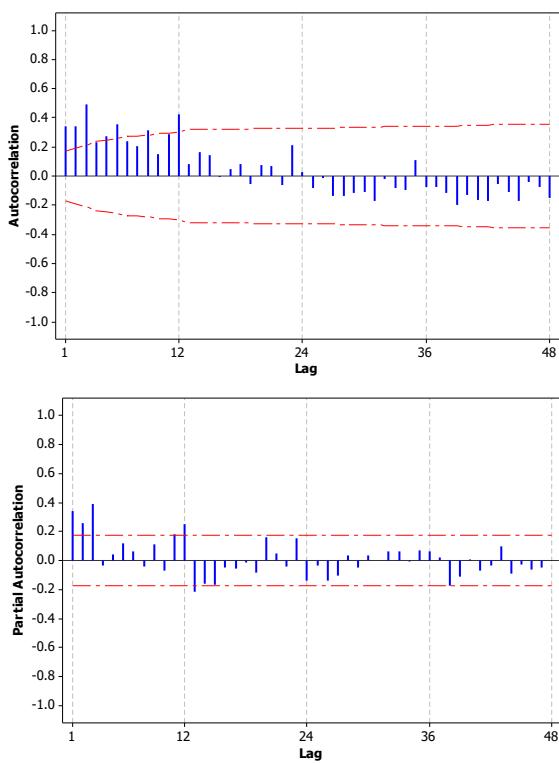
## LAMPIRAN D (LANJUTAN)

**Box-Cox Plot of 0.19(Outflow)**



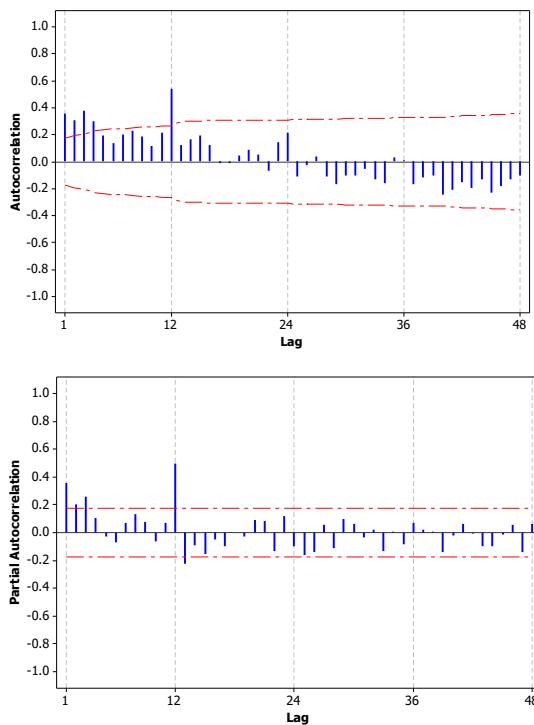
c. ACF dan PACF Data *Inflow* dan *Outflow*

*Inflow* :



## LAMPIRAN D (LANJUTAN)

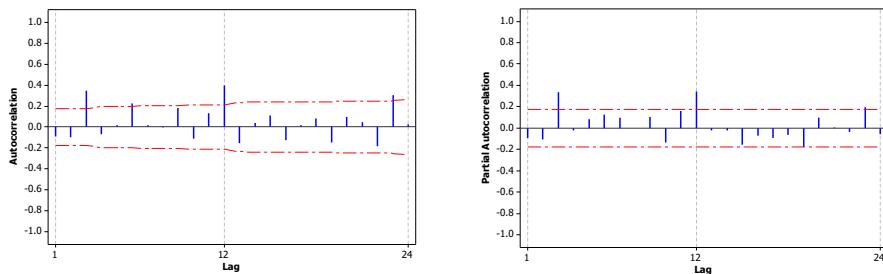
*Outflow :*



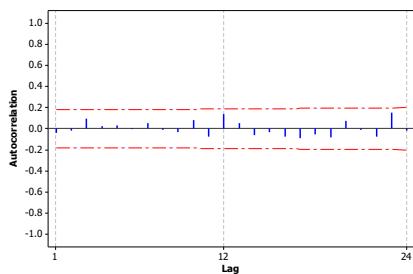
d. Plot ACF dan PACF Residual dari Model *non-seasonal*

*Inflow :*

Lag 1



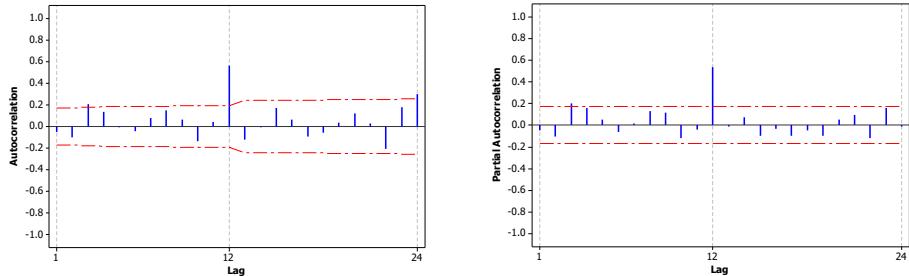
Lag 12



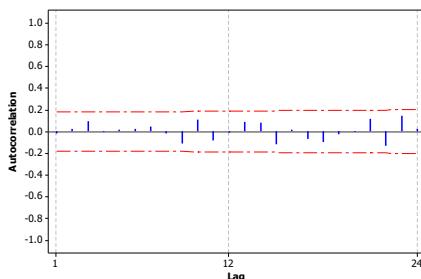
## LAMPIRAN D (LANJUTAN)

*Outflow :*

Lag 1

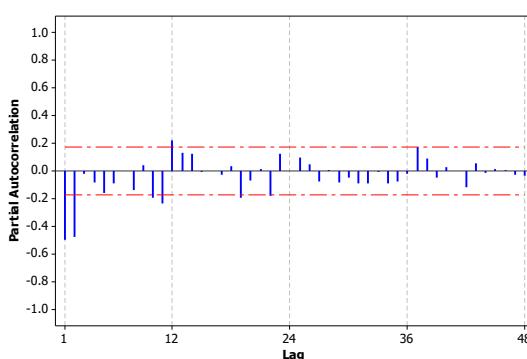
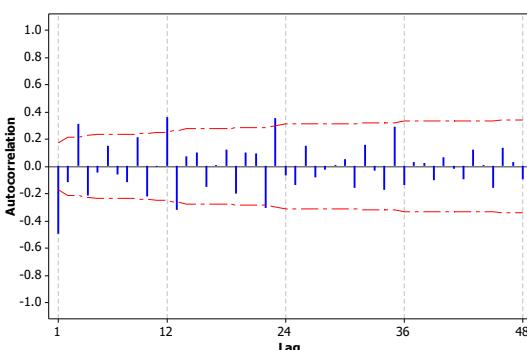


Lag 12



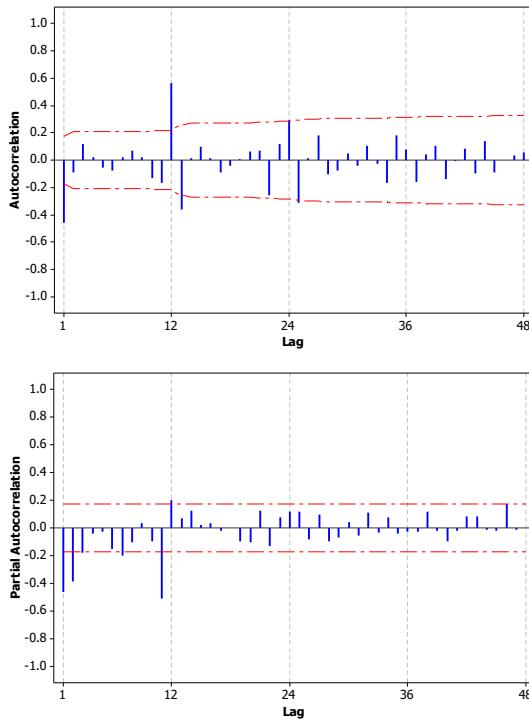
e. ACF dan PACF Data *Inflow* dan *Outflow* Setelah *Differencing 1*

*Inflow :*



## LAMPIRAN D (LANJUTAN)

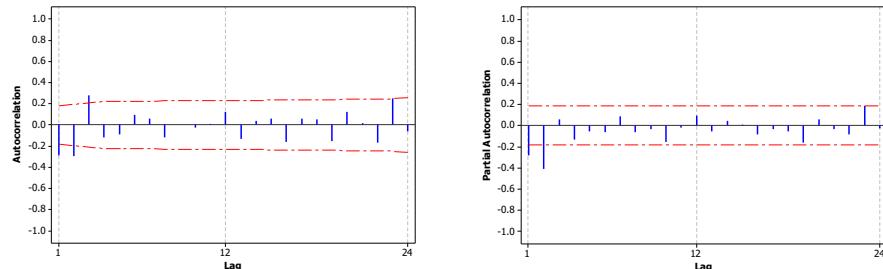
*Outflow :*



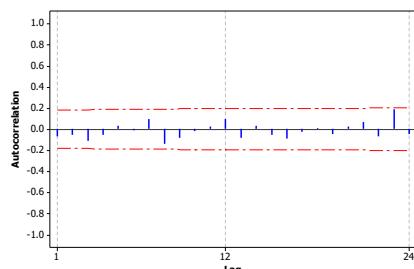
f. Plot ACF dan PACF Residual dari Model *non-seasonal*

*Inflow :*

Lag 1



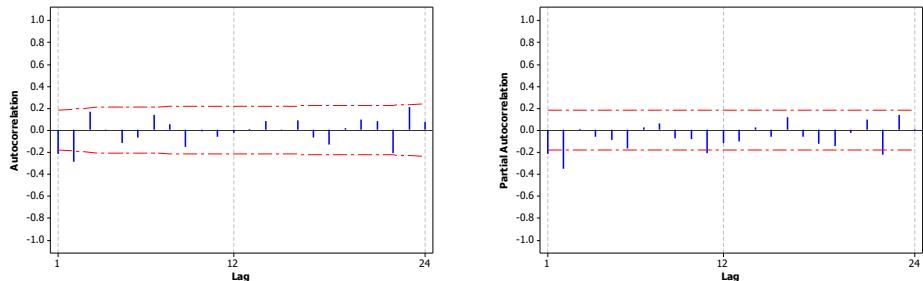
Lag 2



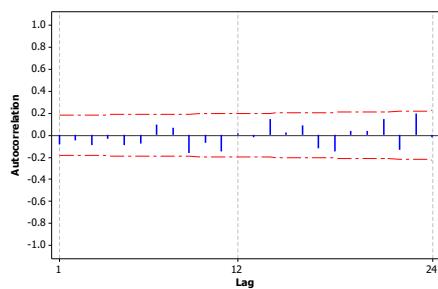
## LAMPIRAN D (LANJUTAN)

*Outflow :*

Lag 1



Lag 2



## LAMPIRAN E

### Pemodelan DCC-MGARCH di Tingkat Nasional

#### a. Estimasi GARCH Univariat

*Inflow :*

Parameter Estimates					
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr >  t
ARCH0	1	0.0175	0.006336	2.77	0.0056
ARCH1	1	0.6612	0.1814	3.64	0.0003
GARCH1	1	0.2727	0.0995	2.74	0.0061

*Outflow :*

Parameter Estimates					
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr >  t
ARCH0	1	0.0693	0.1287	0.54	0.5902
ARCH1	1	0.0563	0.0842	0.67	0.5041
GARCH1	1	0.0613	1.6609	0.04	0.9705

#### b. Estimasi Tahap Pertama DCC-MGARCH

Percobaan	Nilai Awal					
	$\alpha_{01}$	$\alpha_{02}$	$\alpha_{11}$	$\alpha_{22}$	$\beta_{11}$	$\beta_{22}$
1	0,0175	0,0693	0,6612	0,0563	0,2727	0,0613
2*	0,0492	0,7128	1,5682	0,4773	0,7702	8,3658
3**	0,0143	0,0050	0,5705	0,0142	0,2230	0,1000***
Percobaan	Hasil Estimasi					
	$\hat{\alpha}_{01}$	$\hat{\alpha}_{02}$	$\hat{\alpha}_{11}$	$\hat{\alpha}_{22}$	$\hat{\beta}_{11}$	$\hat{\beta}_{22}$
1	0,0175	0,0694	0,6619	0,0563	0,2732	0,0613
2	0,0175	0,0685	0,6650	0,0567	0,2738	0,0720
3	0,0175	0,0691	0,6647	0,0564	0,2735	0,0647

Keterangan : \* = hasil estimasi univariat ditambahkan 5xstandard error  
 \*\* = hasil estimasi univariat dikurangkan 0,5xstandard error  
 \*\*\* = bernilai negatif sehingga dijadikan 0,1

## LAMPIRAN E (LANJUTAN)

### c. Estimasi Tahap Kedua DCC-MGARCH

Percobaan	Nilai Awal							
	$\alpha_{01}$	$\alpha_{02}$	$\alpha_{11}$	$\alpha_{22}$	$\beta_{11}$	$\beta_{22}$	$a$	$b$
1	0,0175	0,0693	0,6612	0,0563	0,2727	0,0613	0,1	0,1
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
4	0,0175	0,0693	0,6612	0,0563	0,2727	0,0613	0,1	0,4
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
8	0,0175	0,0693	0,6612	0,0563	0,2727	0,0613	0,1	0,8
9	0,0175	0,0693	0,6612	0,0563	0,2727	0,0613	0,2	0,1
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
15	0,0175	0,0693	0,6612	0,0563	0,2727	0,0613	0,2	0,7
16	0,0175	0,0693	0,6612	0,0563	0,2727	0,0613	0,3	0,1
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
21	0,0175	0,0693	0,6612	0,0563	0,2727	0,0613	0,3	0,6
22	0,0175	0,0693	0,6612	0,0563	0,2727	0,0613	0,4	0,1
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
26	0,0175	0,0693	0,6612	0,0563	0,2727	0,0613	0,4	0,5
27	0,0175	0,0693	0,6612	0,0563	0,2727	0,0613	0,5	0,1
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
30	0,0175	0,0693	0,6612	0,0563	0,2727	0,0613	0,5	0,4
31	0,0175	0,0693	0,6612	0,0563	0,2727	0,0613	0,6	0,1
32	0,0175	0,0693	0,6612	0,0563	0,2727	0,0613	0,6	0,2
33	0,0175	0,0693	0,6612	0,0563	0,2727	0,0613	0,6	0,3
34	0,0175	0,0693	0,6612	0,0563	0,2727	0,0613	0,7	0,1
35	0,0175	0,0693	0,6612	0,0563	0,2727	0,0613	0,7	0,2
36	0,0175	0,0693	0,6612	0,0563	0,2727	0,0613	0,8	0,1
Percobaan	Hasil Estimasi							
	$\hat{\alpha}_{01}$	$\hat{\alpha}_{02}$	$\hat{\alpha}_{11}$	$\hat{\alpha}_{22}$	$\hat{\beta}_{11}$	$\hat{\beta}_{22}$	$\hat{a}$	$\hat{b}$
1	0,0175	0,0694	0,6619	0,0563	0,2732	0,0613	0,0751	0,4412
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
4	0,0175	0,0694	0,6619	0,0563	0,2732	0,0613	0,0751	0,4412
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
8	0,0175	0,0694	0,6619	0,0563	0,2732	0,0613	0,0751	0,4408
9	0,0175	0,0694	0,6619	0,0563	0,2732	0,0613	0,0751	0,4412
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
15	0,0175	0,0694	0,6619	0,0563	0,2732	0,0613	0,0750	0,4412
16	0,0175	0,0694	0,6619	0,0563	0,2732	0,0613	0,0750	0,4415
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
21	0,0175	0,0694	0,6619	0,0563	0,2732	0,0613	0,0751	0,4412
22	0,0175	0,0694	0,6619	0,0563	0,2732	0,0613	0,0751	0,4412
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
26	0,0175	0,0694	0,6619	0,0563	0,2732	0,0613	0,0751	0,4412
27	0,0175	0,0694	0,6619	0,0563	0,2732	0,0613	0,0000	0,9030
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮
30	0,0175	0,0694	0,6619	0,0563	0,2732	0,0613	0,0751	0,4412
31	0,0175	0,0694	0,6619	0,0563	0,2732	0,0613	0,0751	0,4412
32	0,0175	0,0694	0,6619	0,0563	0,2732	0,0613	0,0751	0,4412
33	0,0175	0,0694	0,6619	0,0563	0,2732	0,0613	0,0000	0,8218
34	0,0175	0,0694	0,6619	0,0563	0,2732	0,0613	0,0000	0,9376
35	0,0175	0,0694	0,6619	0,0563	0,2732	0,0613	0,0751	0,4412
36	0,0175	0,0694	0,6619	0,0563	0,2732	0,0613	0,0000	0,9618

## LAMPIRAN E (LANJUTAN)

### d. Syarat Stasioner Parameter DCC-MGARCH

Stasioner 1 :

stationarity(A,B)

[1] 0.9350884 < 1

→ Terpenuhi

Stasioner 2 :

$a + b < 1$

$0.07505545 + 0.4412006 < 1$

$0.51625605 < 1$

→ Terpenuhi

$\min(a, b) > 0$

$\min(0.07505545, 0.4412006) > 0$

$0.07505545 > 0$

→ Terpenuhi

### e. Asumsi White Noise dan Uji Distribusi Normal Multivariat

Minimum Information Criterion Based on AICC	
Lag	MA 0
AR 0	-0.073125
AR 1	-0.011387
AR 2	0.0312645
AR 3	0.1123122
AR 4	0.1821206
AR 5	0.2682658
AR 6	0.3077796
AR 7	0.3972128
AR 8	0.4669946
AR 9	0.5691111
AR 10	0.6772765
AR 11	0.7717396
AR 12	0.8425615

Generalized Shapiro-Wilk test for Multivariate Normality by Villasenor-Alva and Gonzalez-Estrada

data: X

MVW = 0.9695, p-value = 0.0007363

## LAMPIRAN E (LANJUTAN)

### f. Pemodelan *Extended*

Perco-baan	Nilai Awal											
	$\alpha_{01}$	$\alpha_{02}$	$\alpha_{11}$	$\alpha_{22}$	$\beta_{11}$	$\beta_{22}$	$a$	$b$				
1	0,0175	0,0693	0,6612	0,0563	0,2727	0,0613	0,1	0,4				
2*	0,0492	0,7128	1,5682	0,4773	0,7702	8,3658	0,1	0,4				
3**	0,0143	0,0050	0,5705	0,0142	0,2230	0,1000***	0,1	0,4				
Perco-baan	Hasil Estimasi											
	$\hat{\alpha}_{01}$	$\hat{\alpha}_{02}$	$\hat{\alpha}_{11}$	$\hat{\alpha}_{12}$	$\hat{\alpha}_{21}$	$\hat{\alpha}_{22}$	$\hat{\beta}_{11}$	$\hat{\beta}_{12}$	$\hat{\beta}_{21}$	$\hat{\beta}_{22}$	$\hat{a}$	$\hat{b}$
1	0,0175	0,0694	0,6619	0	0	0,056	0,273	0	0	0,0613	0,0751	0,4412
2	0,0175	0,0692	0,6647	0	0	0,0564	0,2737	0	0	0,0636	0,0751	0,4417
3	0,0175	0,0699	0,6646	0	0	0,0561	0,2733	0	0	0,0555	0,0753	0,4414

### g. Matriks Diagonal Deviasi Standar ( $\mathbf{D}_t$ ) dan Korelasi ( $\mathbf{R}_t$ ) Bersyarat

$\mathbf{D}_t$

Observasi	$\sqrt{h_{1,t}}$	$\sqrt{h_{2,t}}$
1	0,299	0,281
2	0,223	0,273
3	0,208	0,277
4	0,280	0,272
5	0,198	0,280
:	:	:
116	0,214	0,272
117	0,189	0,272
118	0,317	0,278
119	0,212	0,276
120	0,350	0,272

$\mathbf{R}_t$

Observasi	$\rho_{1,1,t}$	$\rho_{1,2,t}$	$\rho_{2,1,t}$	$\rho_{2,2,t}$
1	1	-0,203	-0,203	1
2	1	-0,208	-0,208	1
3	1	-0,238	-0,238	1
4	1	-0,207	-0,207	1
5	1	-0,191	-0,191	1
:	:	:	:	:
116	1	-0,161	-0,161	1
117	1	-0,181	-0,181	1
118	1	-0,050	-0,050	1
119	1	-0,124	-0,124	1
120	1	-0,143	-0,143	1

### h. Matriks Kovarians dari Residual Standar $\mathbf{u}_t$ ( $\mathbf{Q}_t$ )

Observasi	$q_{1,1,t}$	$q_{1,2,t}$	$q_{2,1,t}$	$q_{2,2,t}$
1	0,881	-0,184	-0,184	0,931
2	0,857	-0,183	-0,183	0,901
3	0,865	-0,214	-0,214	0,935
4	0,968	-0,193	-0,193	0,899
5	0,885	-0,177	-0,177	0,962
:	:	:	:	:
116	0,899	-0,146	-0,146	0,911
117	0,868	-0,159	-0,159	0,889
118	1,075	-0,051	-0,051	0,936
119	0,933	-0,116	-0,116	0,935
120	1,103	-0,142	-0,142	0,899

## LAMPIRAN E (LANJUTAN)

### i. Matriks Kovarians Bersyarat ( $\mathbf{H}_t$ )

Observasi	$H_{1,1,t}$	$H_{1,2,t}$	$H_{2,1,t}$	$H_{2,2,t}$
1	0,089	-0,017	-0,017	0,079
2	0,050	-0,013	-0,013	0,074
3	0,043	-0,014	-0,014	0,077
4	0,078	-0,016	-0,016	0,074
5	0,039	-0,011	-0,011	0,078
:	:	:	:	:
116	0,046	-0,009	-0,009	0,074
117	0,036	-0,009	-0,009	0,074
118	0,100	-0,004	-0,004	0,077
119	0,045	-0,007	-0,007	0,076
120	0,123	-0,014	-0,014	0,074

### j. Ramalan Matriks Diagonal Deviasi Standar ( $\hat{\mathbf{D}}_t$ ) dan Korelasi ( $\hat{\mathbf{R}}_t$ ) Bersyarat

$\hat{\mathbf{D}}_t$

Observasi	$\sqrt{h_{1,t}}$	$\sqrt{h_{2,t}}$
1	0,275	0,275
2	0,297	0,280
3	0,316	0,280
4	0,333	0,280
5	0,349	0,280
6	0,362	0,280
7	0,374	0,280
8	0,386	0,280
9	0,396	0,280
10	0,405	0,280
11	0,413	0,280
12	0,421	0,280

$\hat{\mathbf{R}}_t$

Observasi	$\rho_{1,1,t}$	$\rho_{1,2,t}$	$\rho_{2,1,t}$	$\rho_{2,2,t}$
1	1	-0,198	-0,198	1
2	1	-0,202	-0,202	1
3	1	-0,202	-0,202	1
4	1	-0,203	-0,203	1
5	1	-0,204	-0,204	1
6	1	-0,204	-0,204	1
7	1	-0,205	-0,205	1
8	1	-0,205	-0,205	1
9	1	-0,205	-0,205	1
10	1	-0,205	-0,205	1
11	1	-0,205	-0,205	1
12	1	-0,205	-0,205	1

## LAMPIRAN F

### Pemodelan DCC-MGARCH di Tingkat Provinsi DKI Jakarta

#### a. Estimasi GARCH Univariat

*Inflow :*

Parameter Estimates					
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr >  t
ARCH0	1	0.001320	0.000857	1.54	0.1235
ARCH1	1	0.2425	0.1652	1.47	0.1420
GARCH1	1	0.4539	0.3089	1.47	0.1417

*Outflow :*

Parameter Estimates					
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr >  t
ARCH0	1	0.003876	0.001779	2.18	0.0294
ARCH1	1	0.5109	0.2694	1.90	0.0579
GARCH1	1	0.0984	0.3100	0.32	0.7510

#### b. Estimasi Tahap Pertama DCC-MGARCH

Percobaan	Nilai Awal					
	$\alpha_{01}$	$\alpha_{02}$	$\alpha_{11}$	$\alpha_{22}$	$\beta_{11}$	$\beta_{22}$
1	0,0013	0,0039	0,2425	0,5109	0,4539	0,0984
2*	0,0056	0,0128	1,0685	1,8579	1,9984	1,6484
3**	0,0009	0,0030	0,1599	0,3762	0,2995	0,1000***
Percobaan	Hasil Estimasi					
	$\hat{\alpha}_{01}$	$\hat{\alpha}_{02}$	$\hat{\alpha}_{11}$	$\hat{\alpha}_{22}$	$\hat{\beta}_{11}$	$\hat{\beta}_{22}$
1	0,0013	0,0039	0,2425	0,5109	0,4540	0,0984
2	0,0013	0,0007	0,2475	0,1587	0,4575	0,7604
3	0,0013	0,0039	0,2450	0,5118	0,4618	0,0954

Keterangan : \* = hasil estimasi univariat ditambahkan 5xstandard error  
 \*\* = hasil estimasi univariat dikurangkan 0,5xstandard error  
 \*\*\* = bernilai negatif sehingga dijadikan 0,1

## LAMPIRAN F (LANJUTAN)

### c. Estimasi Tahap Kedua DCC-MGARCH

Percobaan	Nilai Awal							
	$\alpha_{01}$	$\alpha_{02}$	$\alpha_{11}$	$\alpha_{22}$	$\beta_{11}$	$\beta_{22}$	$a$	$b$
1	0,0013	0,0039	0,2425	0,5109	0,4539	0,0984	0,1	0,1
:	:	:	:	:	:	:	:	:
6	0,0013	0,0039	0,2425	0,5109	0,4539	0,0984	0,1	0,6
:	:	:	:	:	:	:	:	:
8	0,0013	0,0039	0,2425	0,5109	0,4539	0,0984	0,1	0,8
9	0,0013	0,0039	0,2425	0,5109	0,4539	0,0984	0,2	0,1
:	:	:	:	:	:	:	:	:
15	0,0013	0,0039	0,2425	0,5109	0,4539	0,0984	0,2	0,7
16	0,0013	0,0039	0,2425	0,5109	0,4539	0,0984	0,3	0,1
:	:	:	:	:	:	:	:	:
21	0,0013	0,0039	0,2425	0,5109	0,4539	0,0984	0,3	0,6
22	0,0013	0,0039	0,2425	0,5109	0,4539	0,0984	0,4	0,1
:	:	:	:	:	:	:	:	:
26	0,0013	0,0039	0,2425	0,5109	0,4539	0,0984	0,4	0,5
27	0,0013	0,0039	0,2425	0,5109	0,4539	0,0984	0,5	0,1
:	:	:	:	:	:	:	:	:
30	0,0013	0,0039	0,2425	0,5109	0,4539	0,0984	0,5	0,4
31	0,0013	0,0039	0,2425	0,5109	0,4539	0,0984	0,6	0,1
32	0,0013	0,0039	0,2425	0,5109	0,4539	0,0984	0,6	0,2
33	0,0013	0,0039	0,2425	0,5109	0,4539	0,0984	0,6	0,3
34	0,0013	0,0039	0,2425	0,5109	0,4539	0,0984	0,7	0,1
35	0,0013	0,0039	0,2425	0,5109	0,4539	0,0984	0,7	0,2
36	0,0013	0,0039	0,2425	0,5109	0,4539	0,0984	0,8	0,1
Percobaan	Hasil Estimasi							
	$\hat{\alpha}_{01}$	$\hat{\alpha}_{02}$	$\hat{\alpha}_{11}$	$\hat{\alpha}_{22}$	$\hat{\beta}_{11}$	$\hat{\beta}_{22}$	$\hat{a}$	$\hat{b}$
1	0,0013	0,0039	0,2425	0,5109	0,4540	0,0984	0,0359	0,6369
:	:	:	:	:	:	:	:	:
6	0,0013	0,0039	0,2425	0,5109	0,4540	0,0984	0,0359	0,6368
:	:	:	:	:	:	:	:	:
8	0,0013	0,0039	0,2425	0,5109	0,4540	0,0984	0,0359	0,6369
9	0,0013	0,0039	0,2425	0,5109	0,4540	0,0984	0,0359	0,6369
:	:	:	:	:	:	:	:	:
15	0,0013	0,0039	0,2425	0,5109	0,4540	0,0984	0,0359	0,6369
16	0,0013	0,0039	0,2425	0,5109	0,4540	0,0984	0,0359	0,6369
:	:	:	:	:	:	:	:	:
21	0,0013	0,0039	0,2425	0,5109	0,4540	0,0984	0,0359	0,6368
22	0,0013	0,0039	0,2425	0,5109	0,4540	0,0984	0,0359	0,6371
:	:	:	:	:	:	:	:	:
26	0,0013	0,0039	0,2425	0,5109	0,4540	0,0984	0,0359	0,6368
27	0,0013	0,0039	0,2425	0,5109	0,4540	0,0984	0,0359	0,6368
:	:	:	:	:	:	:	:	:
30	0,0013	0,0039	0,2425	0,5109	0,4540	0,0984	0,0359	0,6368
31	0,0013	0,0039	0,2425	0,5109	0,4540	0,0984	0,0359	0,6369
32	0,0013	0,0039	0,2425	0,5109	0,4540	0,0984	0,0359	0,6368
33	0,0013	0,0039	0,2425	0,5109	0,4540	0,0984	0,0359	0,6369
34	0,0013	0,0039	0,2425	0,5109	0,4540	0,0984	0,0359	0,6369
35	0,0013	0,0039	0,2425	0,5109	0,4540	0,0984	0,0359	0,6372
36	0,0013	0,0039	0,2425	0,5109	0,4540	0,0984	0,0000	0,9435

## LAMPIRAN F (LANJUTAN)

### d. Syarat Stasioner Parameter DCC-MGARCH

Stasioner 1 :

stationarity(A,B)

[1] 0.6964972 < 1

→ Terpenuhi

Stasioner 2 :

$a + b < 1$

$0.03587578 + 0.6368345 < 1$

$0.67271028 < 1$

→ Terpenuhi

$\min(a, b) > 0$

$\min(0.03587578, 0.6368345) > 0$

$0.03587578 > 0$

→ Terpenuhi

### e. Asumsi *White Noise* dan Uji Distribusi Normal Multivariat

Minimum Information Criterion Based on AICC	
Lag	MA 0
AR 0	-0.002459
AR 1	0.0450641
AR 2	0.116725
AR 3	0.1618974
AR 4	0.228581
AR 5	0.3176898
AR 6	0.3989331
AR 7	0.4814155
AR 8	0.5802392
AR 9	0.6806644
AR 10	0.7604246
AR 11	0.8774655
AR 12	0.9240304

Generalized Shapiro-Wilk test for Multivariate Normality by Villasenor-Alva and Gonzalez-Estrada

data: X  
MVW = 0.946, p-value = 3.661e-07

## LAMPIRAN F (LANJUTAN)

### f. Pemodelan *Extended*

Perco-baan	Nilai Awal											
	$\alpha_{01}$	$\alpha_{02}$	$\alpha_{11}$	$\alpha_{22}$	$\beta_{11}$	$\beta_{22}$	$a$	$b$				
1	0,0013	0,0039	0,2425	0,5109	0,4539	0,0984	0,1	0,6				
2*	0,0056	0,0128	1,0685	1,8579	1,9984	1,6484	0,1	0,6				
3**	0,0009	0,0030	0,1599	0,3762	0,2995	0,1000***	0,1	0,6				
Perco-baan	Hasil Estimasi											
	$\hat{\alpha}_{01}$	$\hat{\alpha}_{02}$	$\hat{\alpha}_{11}$	$\hat{\alpha}_{12}$	$\hat{\alpha}_{21}$	$\hat{\alpha}_{22}$	$\hat{\beta}_{11}$	$\hat{\beta}_{12}$	$\hat{\beta}_{21}$	$\hat{\beta}_{22}$	$\hat{a}$	$\hat{b}$
1	0,0013	0,0039	0,2425	0	0	0,5109	0,4540	0	0	0,0984	0,0359	0,6368
2	0,0013	0,0007	0,2478	0	0	0,1586	0,4535	0	0	0,7609	0,0297	0,6627
3	0,0013	0,0039	0,2468	0	0	0,5107	0,4550	0	0	0,0977	0,0000	0,0983

### g. Matriks Diagonal Deviasi Standar ( $\mathbf{D}_t$ ) dan Korelasi ( $\mathbf{R}_t$ ) Bersyarat

$\mathbf{D}_t$

Observasi	$\sqrt{h_{1,t}}$	$\sqrt{h_{2,t}}$
1	0,064	0,094
2	0,056	0,101
3	0,055	0,082
4	0,054	0,067
5	0,053	0,094
:	:	:
116	0,060	0,083
117	0,055	0,068
118	0,069	0,074
119	0,060	0,067
120	0,060	0,066

$\mathbf{R}_t$

Observasi	$\rho_{1,1,t}$	$\rho_{1,2,t}$	$\rho_{2,1,t}$	$\rho_{2,2,t}$
1	1	0,100	0,100	1
2	1	0,094	0,094	1
3	1	0,083	0,083	1
4	1	0,088	0,088	1
5	1	0,114	0,114	1
:	:	:	:	:
116	1	0,069	0,069	1
117	1	0,082	0,082	1
118	1	0,124	0,124	1
119	1	0,118	0,118	1
120	1	0,104	0,104	1

### h. Matriks Kovarians dari Residual Standar $\mathbf{u}_t$ ( $\mathbf{Q}_t$ )

Observasi	$q_{1,1,t}$	$q_{1,2,t}$	$q_{2,1,t}$	$q_{2,2,t}$
1	0,946	0,096	0,096	0,975
2	0,923	0,090	0,090	0,996
3	0,919	0,078	0,078	0,978
4	0,915	0,082	0,082	0,954
5	0,912	0,110	0,110	1,008
:	:	:	:	:
116	0,954	0,067	0,067	0,995
117	0,931	0,078	0,078	0,966
118	1,013	0,123	0,123	0,963
119	0,968	0,113	0,113	0,945
120	0,965	0,099	0,099	0,934

## LAMPIRAN F (LANJUTAN)

### i. Matriks Kovarians Bersyarat ( $\mathbf{H}_t$ )

Observasi	$H_{1,1,t}$	$H_{1,2,t}$	$H_{2,1,t}$	$H_{2,2,t}$
1	0,004	0,001	0,001	0,009
2	0,003	0,001	0,001	0,010
3	0,003	0,000	0,000	0,007
4	0,003	0,000	0,000	0,005
5	0,003	0,001	0,001	0,009
:	:	:	:	:
116	0,004	0,000	0,000	0,007
117	0,003	0,000	0,000	0,005
118	0,005	0,001	0,001	0,005
119	0,004	0,000	0,000	0,004
120	0,004	0,000	0,000	0,004

### j. Ramalan Matriks Diagonal Deviasi Standar ( $\hat{\mathbf{D}}_t$ ) dan Korelasi ( $\hat{\mathbf{R}}_t$ ) Bersyarat

$\hat{\mathbf{D}}_t$

Observasi	$\sqrt{h_{1,t}}$	$\sqrt{h_{2,t}}$
1	0,084	0,083
2	0,079	0,090
3	0,076	0,093
4	0,073	0,096
5	0,071	0,097
6	0,069	0,098
7	0,068	0,099
8	0,068	0,099
9	0,067	0,099
10	0,067	0,099
11	0,067	0,099
12	0,067	0,099

$\hat{\mathbf{R}}_t$

Observasi	$\rho_{1,1,t}$	$\rho_{1,2,t}$	$\rho_{2,1,t}$	$\rho_{2,2,t}$
1	1	-0,038	-0,038	1
2	1	-0,047	-0,047	1
3	1	-0,048	-0,048	1
4	1	-0,049	-0,049	1
5	1	-0,051	-0,051	1
6	1	-0,052	-0,052	1
7	1	-0,054	-0,054	1
8	1	-0,055	-0,055	1
9	1	-0,056	-0,056	1
10	1	-0,057	-0,057	1
11	1	-0,058	-0,058	1
12	1	-0,059	-0,059	1

## LAMPIRAN G

### 1. Syntax SAS Untuk Model VARI-X (Identifikasi Orde, Estimasi Parameter, Asumsi *White Noise*, dan Memeriksa Efek GARCH)

```
data inflowoutflow;
  input z1t z2t v1t v2t v3t v4t;
  datalines;
3.133  2.365 0 0 0 0
1.755  2.629 0 0 0 0
:
3.462  3.662 0 0 0 0
3.016  4.308 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
;
/*Proses Identifikasi*/
proc varmax data=inflowoutflow printall lagmax=48;
  model z1t z2t=v1t v2t v3t v4t/dify=(1) noint minic=(p=12 q=0);
run;
/*Proses Estimasi*/
proc varmax data=inflowoutflow 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=hasil;
run;
/*Asumsi White Noise*/
proc varmax data=hasil printall lagmax=48;
  model RES1 RES2/p=11 xlag=2 noint minic=(p=12 q=0);
run;
/*Export Residual, Taksiran, dan Ramalan Out Sample*/
proc export data=WORK.HASIL
  outfile='D:\HASIL.xls'
  dbms=csv
  replace;
run;
/*Pemeriksaan Efek GARCH*/
data hasil;
  set hasil;
  r1=RES1*RES1;
  r2=RES2*RES2;
run;
proc varmax data=hasil printall lagmax=48;
  model r1 r2/minic=(p=12 q=0);
run;
```

## LAMPIRAN G (LANJUTAN)

### 2. Syntax SAS Untuk Model VARI-X (Peramalan 1 Tahun Ke Depan)

```
data inflowoutflow;
  input z1t z2t v1t v2t v3t v4t;
datalines;
3.134 2.365 0 0 0 0
1.756 2.629 0 0 0 0
:
3.463 3.662 0 0 0 0
3.016 4.308 0 0 0 0
4.139 3.056 0 0 0 0
3.670 3.130 0 0 0 0
3.417 3.589 0 0 0 0
3.498 3.528 0 0 0 0
3.385 3.701 0 0 0 0
3.507 3.633 0 0 0 1
2.846 4.761 0 0 0 0
4.637 2.762 0 0 0 0
3.607 3.517 0 0 0 0
3.674 3.761 0 0 0 0
3.527 3.614 0 0 0 0
3.224 4.289 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
;
proc varmax data=inflowoutflow 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=HASIL1;
run;
/*Export Ramalan*/
proc export data=WORK.HASIL1
  outfile='D:\HASIL1.xls'
  dbms=csv
  replace;
run;
```

## LAMPIRAN G (LANJUTAN)

### 3. Syntax SAS Untuk Model GARCH Univariat

```
data residual1;
    input e1t e2t;
datalines;
0.107284307 -0.062951104
0.136528043 -0.223843551
-0.271762229 0.006744731
0.015557603 0.2789415
-0.098742139 -0.238813413
:
-0.090874682 -0.009646214
-0.332281697 -0.237433087
-0.015841812 -0.190320787
-0.374367008 -0.009899562
-0.193070426 0.176008555
;
proc autoreg data=residual1;
model e1t=/archtest noint;
model e1t=/noint garch=(q=1,p=1);
output out=r cev=vhat;
run;
```

### 4. Syntax R Untuk Model DCC-MGARCH

```
library(ccgarch)
#Nilai Awal
a<-c(0.0175, 0.0693)
A<-diag(c(0.6612, 0.0563))
B<-diag(c(0.2727, 0.0613))
para.dcc<-c(0.1, 0.4)
#Memanggil Data
data<-read.table("D://ssdata.txt",header=FALSE)
data.dcc=as.matrix(data,ncol=120)
inia<-a
iniA<-A
iniB<-B
ini.dcc<-para.dcc
dvar<-data.dcc
#Estimasi Parameter
dcc.results<-dcc.estimation(inia, iniA, iniB, ini.dcc, dvar, model="diagonal")
dcc.results$out
#Matriks Diagonal Varians Bersyarat
dcc.results$h
#Matriks Korelasi Bersyarat
dcc.results$DCC
#Vektor Standardized Residual
dcc.results$std.resid
#Matriks Kovarinias dari Residual Standar  $u_t$ 
dvar<-dcc.results$std.resid
param<-c(0.07505545, 0.4412006)
dcc.est(dvar, param)
dcc.est
```

## **LAMPIRAN G (LANJUTAN)**

### 5. Syntax R Untuk Uji Distribusi Normal Multivariat

```
library(mvShapiroTest)
data=read.table("D:/stdresid_nas.txt",header=F)
X=as.matrix(data,ncol=120)
mvShapiro.Test(X)

library(mvShapiroTest)
data=read.table("D:/stdresid_jkt.txt",header=F)
X=as.matrix(data,ncol=120)
mvShapiro.Test(X)
```

## **BAB V**

### **KESIMPULAN DAN SARAN**

#### **5.1 Kesimpulan**

Berdasarkan analisis yang telah dilakukan pada bagian sebelumnya terhadap pergerakan *inflow* dan *outflow* pada tingkat Nasional dan Provinsi DKI Jakarta didapatkan kesimpulan sebagai berikut.

1. Pergerakan *inflow* dan *outflow* di tingkat Nasional maupun Provinsi DKI Jakarta secara umum mempunyai pola yang sama, dimana mulai tahun 2003 hingga 2006 terjadi tren meningkat cukup signifikan, namun mulai 2006 hingga 2010 mempunyai pergerakan yang stabil, kemudian terjadi tren meningkat kembali hingga tahun 2014. Berdasarkan diagram batang, terdapat dugaan bahwa pergerakan *inflow* dan *outflow* dipengaruhi oleh minggu terjadinya bulan hari raya Idul Fitri. Berdasarkan korelasi *Pearson*, *inflow* dan *outflow* mempunyai korelasi yang signifikan terhadap *alpha* maksimal 10%, serta korelasi antara *inflow* dan *outflow* mempunyai pola dinamis seiringan dengan bertambahnya waktu (*t*).
2. Model VARI-X terbaik yang dihasilkan pada masing-masing tingkatan yaitu model VARI-X(11,1,2). Hasil dari model VARI-X mendukung dugaan awal, dimana apabila hari raya Idul Fitri terjadi pada minggu pertama, kedua, dan ketiga maka *inflow* akan meningkat pada bulan terjadinya hari raya Idul Fitri, sementara *outflow* akan meningkat pada satu bulan sebelum terjadinya hari raya Idul Fitri apabila terjadi pada minggu pertama dan kedua.
3. Berdasarkan pemodelan varians DCC-MGARCH(1,1), didapatkan hasil taksiran *in-sample* dan ramalan *out-sample* untuk matriks kovarians bersyarat. Hasil dari estimasi parameter model DCC-MGARCH(1,1) sudah memenuhi syarat stasioner. Untuk tingkat Nasional, hubungan antara *inflow* dan *outflow* mempunyai korelasi bersyarat dinamis sebesar 0,5163, sementara untuk tingkat Provinsi DKI Jakarta sebesar 0,6727.
4. Hasil perbandingan peramalan *interval* diperoleh bahwa *range* untuk batas *interval* dengan menggunakan hasil ramalan kovarians bersyarat dari model DCC-MGARCH lebih sempit dibandingkan dengan batas *interval* menggu-

nakan varians *error* dari model VARI-X. Hal tersebut menunjukkan akurasi menggunakan model DCC-MGARCH meningkat. Sementara untuk peramalan titik, pada peramalan *inflow* di tingkat Nasional akan menghasilkan ramalan yang baik hingga 2 bulan ke depan dengan nilai RMSE sebesar 10,455 sementara *outflow* akan menghasilkan ramalan yang baik hingga 5 bulan ke depan dengan nilai RMSE sebesar 9,197. Untuk tingkat Provinsi DKI Jakarta diperoleh bahwa pada *inflow* maupun *outflow* akan menghasilkan ramalan yang baik hingga 4 bulan ke depan dengan nilai RMSE masing-masing sebesar 1,974 dan 4,029. Hasil dari peramalan tahun 2015, menunjukkan bahwa nilai *inflow* tertinggi jatuh pada satu bulan setelah hari raya Idul Fitri sebesar 60,643 miliar dan 15,450 miliar untuk masing-masing tingkatan, sementara nilai *outflow* tertinggi jatuh pada bulan terjadinya hari raya Idul Fitri sebesar 146,570 miliar dan 38,251 miliar untuk masing-masing tingkatan. Hasil ramalan 1 tahun ke depan ini sudah sesuai dengan hasil pemodelan serta dugaan pengaruh hari raya Idul Fitri terhadap pergerakan *inflow* dan *outflow* di tingkat Nasional maupun Provinsi DKI Jakarta.

## 5.2 Saran

Dari hasil kesimpulan di atas, saran yang dapat diberikan untuk penelitian selanjutnya yaitu dapat digunakan pemodelan DCC-MGARCH dengan tambahan *outlier*, dengan harapan mendapatkan model yang lebih baik dan hasil peramalan yang lebih akurat.

## DAFTAR PUSTAKA

- Acatrinei, M., Gorun, A., & Marcu, N. (2013). A DCC-MGARCH Model to Estimate The Risk to The Capital Market in Romania. *Romanian Journal of Economic Forecasting*, 136-148.
- 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.
- Al-Subaihi, A. A. (2002). *Variable Selection in Multivariable Regression Using SAS/IML*. Saudi Arabia: Institute of Public Administration.
- 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. (2011). *Surat Edaran Ekstern No. 13 9 DPU*. Provinsi DKI Jakarta: Bank Indonesia.
- Bank Indonesia. (2013). Dipetik September 12, 2015, dari www.bi.go.id: <http://www.bi.go.id/id/tentang-bi/fungsi-bi/status/Contents/Default.aspx>
- Bollerslev, T. (1986). Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. *Journal of Econometrics* 31, 307-327.
- Bollerslev, T. (1990). Modelling The Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model . *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 72, 498-505.
- Box, G. E. P., Jenkins, G. M., & Reinsel, G. C. (2008). *Time Series Analysis: Forecasting and Control, Fourth Edition*. Canada: John Wiley & Sons Inc.
- Cappiello, L., Engle, R. F., & Sheppard, K. (2003). Asymmetric Dynamics in the Correlations of Global Equity and Bond Returns. *Journal of Financial Econometrics*, Vol. 4, No. 4, 537-572.
- Cologni, A., & Manera, M. (2005). Oil Prices, Inflation and Interest Rates in a Structural Cointegrated VAR Model for the G-7 Countries. *Nota di Lavoro, Fondazione Eni Enrico Mattei*, No. 101, 2-55.
- De Gooijer, J. G., & Hyndman, R. J. (2006). 25 Years of Time Series Forecasting. *International Journal of Forecasting* 22, 443-473.
- Dheersinghe, R. (2006). Modeling and Forecasting Currency in Circulation in Sri Lanka. *Central Bank of Srilanka Staff Papers* No. 36, 38-72.
- 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.
- Engle, R. F. (2002). Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

- Models. *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 20, No. 3, 339-350.
- Engle, R. F., & Sheppard, K. (2001). Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH. *NBER Working Paper* No. 8554, 1-43.
- Fuller, W. A. (1996). *Introduction to Statistical Time Series, Second Edition*. Canada: John Wiley & Sons, Inc.
- Gujarati, D. N. (2004). *Basic Econometrics, Fourth Edition*. New York: The McGraw-Hill Companies.
- Hanim, Y. M., & Suhartono. (2015). *Penerapan Regresi Time Series dan ARIMAX Untuk Peramalan Inflow dan Outflow Uang Kartal di Jawa Timur, DKI Jakarta, dan Nasional, Tugas Akhir*. Surabaya: Jurusan Statistika FMIPA ITS.
- Ikoku, A. (2014). Modeling and Forecasting Currency in Circulation for Liquidity Management in Nigeria. *CBN Journal of Applied Statistics* Vol. 5 No.1, 79-104.
- Karomah, A., & Suhartono. (2014). Peramalan Netflow Uang Kartal dengan Model Variasi Kalender dan Model Autoregressive Distributed Lag (ARDL). *JURNAL SAINS DAN SENI POMITS* Vol. 3, No.2, 103-108.
- Luguterah, A., Anzagra, L., & Nasiru, S. (2013). Monthly Effect on the Volume of Currency in Circulation in Ghana. *Journal of Finance and Accounting* Vol.4, No.5, 132-137.
- 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.
- Orskaug, E. (2009). *Multivariate DCC-GARCH Model-WIth Various Error Distributions*. Tesis. Norway: Norwegian Computing Center.
- Peng, S., Deng, H., & He, C. (2010). *Modeling the Dynamic Conditional Correlation between Hong Kong and Tokyo Stock Markets with Multivariate GARCH Models*. Tesis. Sweden: School of Technology & Business Studies Dalarna University.
- Rahardian, L. (2015, Juli 15). Dipetik Oktober 17, 2015, dari <http://www.cnnindonesia.com/>: <http://www.cnnindonesia.com/ekonomi/20150715102024-78-66491/bi-puasa-dongkrak-peredaran-uang-di-jakarta-hingga-rp-356-t/>
- Reganata, G. P., & Suhartono. (2015). *Peramalan Inflow dan Outflow Uang Kartal dengan Fungsi Transfer Multi Input dan Neural Network*, Tesis. Surabaya: Jurusan Statistika FMIPA ITS.
- Silvennoinen, A., & Terasvirta, T. (2007). Multivariate GARCH models. *Working Paper Series in Economics and Finance* No. 669, 1-25.

- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and Reality. *Econometrica*, Vol. 48, No. 1, 1-48.
- Tiao, G. C., & Box, G. E. P. (1981). Modeling Multiple Times Series with Applications. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 76, No. 37, 802-816.
- Tsay, R. S. (2005). *Analysis of Financial Time Series, Second Edition*. Canada: John Wiley & Sons, Inc.
- Ulyah, S. M., Susilaningrum, D., & Suhartono. (2014). Peramalan Volume Penjualan Total Sepeda Motor di Kabupaten Bojonegoro dan Lamongan dengan Pendekatan Model ARIMAX dan VARX. *JURNAL SAINS DAN SENI POMITS* Vol. 3, No. 2, 230-236.
- Wei, W. W. S. (2006). *Time Series Analysis: Univariate and Multivariate Methods, 2nd Edition*. New York: Pearson.
- Wulansari, E. R., & Suhartono. (2014). Peramalan Netflow Uang Kartal dengan Metode ARIMAX dan Radial Basis Function Network (Studi Kasus Di Bank Indonesia). *JURNAL SAINS DAN SENI POMITS* Vol. 3, No.2, 73-78.

*(Halaman Ini Sengaja Dikosongkan)*

## BIODATA PENULIS



Penulis bernama Meriska Apriliadara akrab dipanggil Meme, dilahirkan di Sukabumi pada tanggal 28 April 1993. Anak kedua dari tiga bersaudara dan berasal dari Surabaya. Penulis menempuh pendidikan formal di SD Negeri Klampis Ngasem I Surabaya Periode 1999-2005, SMP Negeri 19 Surabaya Periode 2005-2008, SMA Negeri 1 Surabaya Periode 2008-2010, serta S1 Statistika ITS Surabaya Periode 2010-2014. Kemudian pada tahun 2014 penulis melanjutkan program Magister Statistika dengan beasiswa *Fresh Graduate* dari ITS dan terdaftar dengan NRP 1314201034. Selama kuliah di Jurusan Statistika ITS, penulis juga pernah menjadi Ketua Panitia sub acara Pekan Raya Statistika (PRS) ITS yaitu CERITA (Cerdas Bersama Statistika) dengan mendatangkan penulis Pandji Pragiwaksono. Selain itu, dalam bidang olah raga Penulis juga aktif dalam olah raga bola basket. Sementara dalam bidang akademik, penulis pernah menjadi Asisten Dosen pada mata kuliah Pengantar Metode Statistika (PMS), Pengendalian Kualitas Statistika (PKS), Analisis Data, Analisis Multivariat, dan Analisis Deret Waktu, selain itu Penulis juga lulus dari S1 Statistika dengan predikat *cumlaude*. Akhir kata, apabila pembaca mempunyai saran, kritik, ataupun ingin berdiskusi terkait tugas akhir ini dapat menghubungi melalui email : meriska.apriadiara@gmail.com.