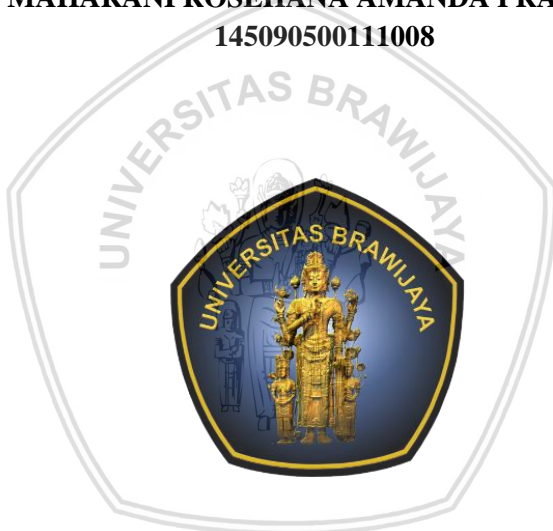


**PENERAPAN *STRUCTURAL SEASONAL VECTOR*  
*AUTOREGRESSIVE* (SSVAR) PADA *INFLOW-OUTFLOW*  
UANG KARTAL  
(Studi Kasus Di Kantor Perwakilan Bank Indonesia Jawa Timur)**

**SKRIPSI**

oleh:

**MAHARANI ROSEHANA AMANDA PRANATA  
145090500111008**



**PROGRAM STUDI SARJANA STATISTIKA  
JURUSAN STATISTIKA  
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM  
UNIVERSITAS BRAWIJAYA  
MALANG  
2018**

**PENERAPAN *STRUCTURAL SEASONAL VECTOR*  
*AUTOREGRESSIVE (SSVAR)* PADA *INFLOW-OUTFLOW* UANG  
KARTAL  
(Studi Kasus Di Kantor Perwakilan Bank Indonesia Jawa Timur)**

**SKRIPSI**

Sebagai salah satu syarat untuk memperoleh gelar Sarjana Statistika

oleh:

**MAHARANI ROSEHANA AMANDA PRANATA**

**145090500111008**



**PROGRAM STUDI SARJANA STATISTIKA  
JURUSAN STATISTIKA  
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM  
UNIVERSITAS BRAWIJAYA  
MALANG  
2018**

**LEMBAR PENGESAHAN**

**PENERAPAN *STRUCTURAL SEASONAL VECTOR*  
*AUTOREGRESSIVE (SSVAR)* PADA *INFLOW-OUTFLOW* UANG  
KARTAL**

**(Studi Kasus Di Kantor Perwakilan Bank Indonesia Jawa Timur)**

oleh:

**MAHARANI ROSEHANA AMANDA PRANATA  
145090500111008**

**Setelah dipertahankan di depan Majelis Penguji  
pada tanggal 23 Juli 2018  
dan dinyatakan memenuhi syarat untuk memperoleh gelar  
Sarjana Statistika**

**Pembimbing**

**Rahma Fitriani, S.Si, M.Sc, Ph.D  
NIP. 197603281999032001**

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

**Rahma Fitriani, S.Si, M.Sc, Ph.D  
NIP. 197603281999032001**

## LEMBAR PERNYATAAN

Saya yang bertanda tangan di bawah ini :

Nama : Maharani Rosehana Amanda Pranata  
NIM : 145090500111008  
Jurusan : Statistika  
Program Studi : Sarjana Statistika  
Penulis Skripsi Berjudul : Penerapan *Structural Seasonal Vector Autoregressive* (SSVAR) pada *Inflow-Outflow* Uang Kartal  
(Studi Kasus di Kantor Perwakilan Bank Indonesia Jawa Timur)

Dengan ini menyatakan bahwa :

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

Demikian pernyataan ini dibuat dengan segala kesadaran.

Malang, 23 Juli 2018  
Yang menyatakan,

Maharani Rosehana Amanda Pranata  
NIM. 1450905000111008

**PENERAPAN *STRUCTURAL SEASONAL VECTOR*  
AUTOREGRESSIVE (SSVAR) PADA INFLOW-OUTFLOW UANG  
KARTAL**  
(Studi Kasus Di Kantor Perwakilan Bank Indonesia Jawa Timur)

**ABSTRAK**

Data deret waktu merupakan rangkaian data yang disusun berurutan dari waktu ke waktu. Pada data deret waktu terkadang memiliki pola musiman. Dalam praktiknya, nilai pengamatan pada suatu waktu yang berkorelasi dengan waktu sebelumnya secara dinamis. Variabel ekonomi terkadang memiliki hubungan kausalitas bilateral. Analisis *Seasonal Vector Autoregressive (Seasonal VAR)* merupakan metode yang sesuai untuk memodelkan variabel-variabel yang memiliki pola musiman dan hubungan kausalitas bilateral. Efek dari *shock* pada variabel terhadap dirinya dan variabel lain dapat dianalisis menggunakan *Impulse Response Function (IRF)*. Penelitian ini bertujuan untuk memodelkan data *inflow* dan *outflow* uang kartal di Kantor Perwakilan Bank Indonesia Jawa Timur tahun 2011-2017 menggunakan *Seasonal VAR*. Berdasarkan identifikasi plot data deret waktu menunjukkan masing-masing variabel memiliki pola musiman. Hasil analisis menunjukkan kedua variabel memiliki hubungan kausalitas bilateral. Sisaan model *Seasonal VAR* belum bersifat *white noise* dan tidak berdistribusi normal multivariat sehingga dimodelkan menggunakan *Structural Seasonal VAR (SSVAR)*. Model *Seasonal VAR* yang terbentuk menunjukkan *inflow* dan *outflow* uang kartal memberikan pengaruh signifikan satu sama lain. Respon pengaruh variabel *inflow* dan *outflow* terhadap *shock inflow* dapat hilang (mencapai garis keseimbangan). Hal serupa terjadi pada respon pengaruh *outflow* akibat *shock outflow*. Namun, efek *shock outflow* terhadap *inflow* tidak dapat dihilangkan hingga akhir pengamatan.

**Kata Kunci :** *Inflow, IRF, Outflow, Structural Seasonal VAR*

# THE APPLICATION OF STRUCTURAL SEASONAL VECTOR AUTOREGRESSIVE ON REAL MONEY INFLOW-OUTFLOW

(Case Study at Bank Indonesia of East Java)

## ABSTRACT

Time series data is a set of data arranged based on a time set. In time series data, seasonal pattern often present. In practice, an observation value of a single time is correlated to previous time dynamically. Economic variables often have bilateral causality. Seasonal Vector Autoregressive Analysis (Seasonal VAR) is the most suitable method to build model from variable with seasonality and bilateral causality. The shock effect of a variable to itself or other variable can be analyzed using Impulse Response Function (IRF). This research purpose is to build the model the real money inflow and outflow in Representative Office Bank Indonesia of East Java at 2011 to 2017 using Structural Seasonal VAR. According to data plot identification, the series showed that each variable had seasonal pattern. Analysis result showed both variables had bilateral causality. The residual of the Seasonal VAR model not white noise and not multivariate normally distributed, thus Structural Seasonal VAR is used. The model showed that the real money inflow and outflow gave significant influence to each other. The response of both variables to inflow shock could disappear (reaching equilibrium line). That situation also occurred to outflow response influence caused by outflow shock. But, outflow shock effect to inflow couldn't have vanished until the observation ended.

**Keywords:** *Inflow, IRF, Outflow, Structural Seasonal VAR*



## KATA PENGANTAR

Puji syukur kehadiran Allah SWT atas rahmat dan karunia-Nya sehingga penulis dapat menyelesaikan skripsi dengan judul “Penerapan *Structural Seasonal Vector Autoregressive (SSVAR)* pada *Inflow-Outflow* Uang Kartal (Studi Kasus di Kantor Perwakilan Bank Indonesia Jawa Timur)”.

Dalam penyelesaian skripsi, penulis tidak lepas dari banyak pihak yang telah memberikan masukan dan bantuan kepada penulis. Oleh karena itu, penulis menyampaikan terimakasih kepada:

1. Rahma Fitriani, S.Si, M.Sc. Ph.D selaku dosen pembimbing dengan sabar telah meluangkan waktu untuk membimbing dan mengarahkan penulis dalam penyusunan skripsi ini.
2. Ir. Heni Kusdarwati, MS selaku dosen penguji I atas waktu dan bimbingan yang telah diberikan.
3. Nurjannah, S.Si, M.Phil, Ph.D selaku dosen penguji II atas waktu dan bimbingan yang telah diberikan.
4. Rahma Fitriani, S.Si, M.Sc. Ph.D selaku Ketua Jurusan Statistika FMIPA Universitas Brawijaya.
5. Achmad Effendi, S.Si, M.Sc, Ph.D selaku Ketua Program Studi Statistika Jurusan Statistika Universitas Brawijaya.
6. Seluruh dosen Program Studi S1 Statistika Universitas Brawijaya yang telah memberikan ilmu kepada penulis.
7. Mama Lilis, Papa Tito, Papa Ranto, Adik Syifa, Adik Agam serta keluarga atas kasih sayang, doa dan dukungan yang selalu diberikan.
8. Hafid, Devi, Novita, Febby, Tya, Ninin, Monika, Jasmin, Dimas dan Akbar atas doa dan dukungan yang telah diberikan.
9. Billy, Tia, Hima, teman-teman Statistika 2014, Studio Statistika dan Himamasta atas doa dan dukungan yang telah diberikan.

Penulis menyadari bahwa skripsi ini masih jauh dari kesempurnaan. Oleh karena itu, penulis mengarap adanya saran dan kritik yang membangun demi kesempurnaan skripsi ini. Semoga skripsi ini memberi manfaat bagi semua pihak

Malang, 23 Juli 2018

Penulis

## DAFTAR ISI

HALAMAN JUDUL.....	i
LEMBAR PENGESAHAN SKRIPSI.....	ii
LEMBAR PERNYATAAN.....	iii
ABSTRAK.....	iv
ABSTRACT.....	v
KATA PENGANTAR.....	vi
DAFTAR ISI.....	vii
DAFTAR GAMBAR.....	ix
DAFTAR TABEL.....	x
DAFTAR LAMPIRAN.....	xi
<b>BAB I PENDAHULUAN</b> .....	1
1.1 Latar Belakang.....	1
1.2 Rumusan Masalah.....	4
1.3 Tujuan.....	4
1.4 Manfaat.....	4
1.5 Batasan Masalah.....	4
<b>BAB II TINJAUAN PUSTAKA</b> .....	5
2.1 Analisis Deret Waktu.....	5
2.2 Plot Data Deret Waktu.....	5
2.3 Stasioneritas.....	5
2.3.1 Stasioneritas terhadap ragam.....	6
2.3.2 Stasioneritas terhadap rata-rata.....	7
2.4 Identifikasi Hubungan Dua Arah.....	12
2.5 Pemodelan <i>Vector Autoregressive</i> .....	13
2.5.1 Model <i>Vector Autoregressive</i> .....	13
2.5.2 Identifikasi Model.....	15
2.5.3 Pendugaan Parameter.....	17
2.5.4 Uji Signifikansi.....	19
2.5.5 Pemilihan Model Terbaik.....	20
2.6 Pemodelan <i>Seasonal Vector Autoregressive</i> .....	20
2.6.1 Model <i>Seasonal Vector Autoregressive</i> .....	20
2.6.2 Identifikasi Ordo.....	21
2.6.3 Pendugaan Parameter.....	21
2.6.4 Uji Signifikansi Parameter.....	22
2.6.5 Pemilihan Model Terbaik.....	22
2.7 Diagnostik Sisaan.....	23
2.7.1 Asumsi Non Autokorelasi.....	23
2.7.2 Asumsi Normalitas Multivariat.....	24
2.8 Pemodelan <i>Structural Vector Autoregressive</i> .....	25



2.8.1 Model <i>Structural Vector Autoregressive</i> .....	25
2.8.2 Pendugaan Parameter .....	29
2.9 <i>Impulse Response Function</i> .....	34
2.10 Uang .....	36
2.11 Penciptaan Uang Primer .....	37
2.12 <i>Inflow</i> .....	40
2.13 <i>Outflow</i> .....	40
2.14 <i>Netflow</i> .....	41
<b>BAB III METODE PENELITIAN</b> .....	43
3.1 Sumber Data .....	43
3.2 Metode Analisis .....	43
<b>BAB IV HASIL DAN PEMBAHASAN</b> .....	49
4.1 Gambaran Umum <i>Inflow</i> Uang Kartal .....	49
4.2 Gambaran Umum <i>Outflow</i> Uang Kartal .....	51
4.3 <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> di Bank Indonesia Jawa Timur .....	54
4.4 Pengujian Stasioneritas Data .....	55
4.4.1 Stasioneritas Terhadap Ragam .....	55
4.4.2 Stasioneritas Terhadap Rata-Rata Non Musiman .....	57
4.4.3 Stasioneritas Terhadap Rata-Rata Musiman .....	57
4.5 Identifikasi Hubungan Kausalitas Bilateral .....	58
4.6 Identifikasi Model <i>Seasonal VAR(p)(P)<sub>s</sub></i> .....	59
4.7 Pendugaan dan Uji Signifikansi Parameter Model <i>Seasonal VAR(1)(1)<sub>12</sub></i> .....	60
4.8 Diagnostik Sisaan Model <i>Seasonal VAR(1)(1)<sub>12</sub></i> .....	63
4.8.1 Asumsi Non Autokorelasi .....	63
4.8.2 Asumsi Normalitas Multivariat .....	64
4.9 Pemodelan <i>Structural Seasonal Vector Autoregressive (SSVAR)</i> .....	66
4.10 Analisis <i>Impulse Response Function (IRF)</i> .....	70
<b>BAB V PENUTUP</b> .....	75
5.1 Kesimpulan .....	75
5.2 Saran .....	76
<b>DAFTAR PUSTAKA</b> .....	77
<b>LAMPIRAN</b> .....	79



## DAFTAR GAMBAR

Gambar 2.1. Diagram Klasifikasi dan Hubungan Uang .....	37
Gambar 2.2. Proses Perencanaan Pengelolaan Uang.....	39
Gambar 2.3 Diagram Tahapan Pencetakan Uang Rupiah .....	40
Gambar 4.1 Plot Data Variabel <i>Inflow</i> Uang Kartal.....	49
Gambar 4.2 Plot Data Variabel <i>Outflow</i> Uang Kartal .....	51
Gambar 4.3 Plot Data Variabel <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> Uang Kartal .....	54
Gambar 4.4 Plot Korelasi Silang (CCF).....	58
Gambar 4.5 Histogram Sisaan SVAR .....	65
Gambar 4.6 Normal Multivariat QQ Plot.....	58
Gambar 4.7 Analisis IRF Ketika <i>Shock</i> Berasal dari Variabel <i>Inflow</i> .....	70
Gambar 4.8 Analisis IRF Ketika <i>Shock</i> Berasal dari Variabel <i>Outflow</i> .....	72



## DAFTAR TABEL

Tabel 2.1. Nilai $\lambda$ dan Bentuk Transformasi.....	7
Tabel 2.2. Arti Simbol dari Matriks Korelasi .....	17
Tabel 4.1. Pengujian Stasioneritas Ragam.....	56
Tabel 4.2. Pengujian Stasioneritas Rata-Rata .....	57
Tabel 4.3. Pengujian Stasioneritas Rata-Rata Musiman .....	58
Tabel 4.4. Skema MPACF.....	59
Tabel 4.5. Nilai AIC pada Model Tentatif .....	59
Tabel 4.6 Pengujian Signifikansi Parameter .....	60
Tabel 4.7. Hasil Uji Multivariat <i>Ljung-Box</i> .....	63
Tabel 4.8. Uji Asumsi Normalitas Multivariat .....	64



**DAFTAR LAMPIRAN**

Lampiran 1. Data Inflow-Outflow uang kartal di Kantor Perwakilan Bank Indonesia Jawa Timur Periode Januari 2011 – Desember 2017 .....	79
Lampiran 2. <i>Syntax Structural VAR</i> .....	80
Lampiran 3. Stasioneritas Data Deret Waktu .....	84
Lampiran 4. Nilai Korelasi Silang dan Skema MPACF .....	89
Lampiran 5. Pendugaan Parameter .....	92
Lampiran 6. Uji Multivariat <i>Ljung-Box</i> .....	94
Lampiran 7. Uji Normalitas Multivariat .....	95
Lampiran 8. Perhitungan Manual Pemodelan <i>Structural Seasonal VAR</i> ..	96
Lampiran 9. Perhitungan <i>Manual Matrix Autocorrelation Function</i> untuk Deret Waktu Bivariat .....	101
Lampiran 10. Perhitungan <i>Matrix Partial Auto Correlation Function</i> untuk Deret Waktu Bivariat .....	110



# BAB I PENDAHULUAN

## 1.1 Latar Belakang

Komponen penting dalam kegiatan perekonomian adalah uang. Jenis uang yang beredar di masyarakat yaitu uang kartal dan uang giral. Uang kartal terdiri dari uang kertas dan uang logam. Keberadaan uang kartal penting bagi masyarakat dan perekonomian di suatu negara. Kegiatan ekonomi yang dilakukan oleh masyarakat dapat dipastikan menggunakan uang kartal.

Bank Indonesia memiliki tujuan tunggal yaitu mencapai dan menjaga kestabilan nilai rupiah. Bank Indonesia perlu menjaga keseimbangan permintaan dan penawaran uang kartal sesuai kebutuhan masyarakat, agar uang kartal yang beredar di masyarakat tidak melebihi dari yang dibutuhkan dan kegiatan perekonomian tetap berjalan lancar. Manajemen kas merupakan rangkaian kegiatan perencanaan, perkiraan, dan pengumpulan uang kartal dari bank agar *inflow* (aliran uang masuk dari perbankan ke Bank Indonesia) dan *outflow* (aliran uang keluar dari Bank Indonesia ke perbankan) dapat beroperasi dengan lancar dan seimbang.

Menurut UU No 7 Tahun 2011, perencanaan, pencetakan dan pemusnahan uang rupiah dilakukan oleh Bank Indonesia yang berkoordinasi dengan pemerintah. Bank Indonesia memiliki misi memenuhi kebutuhan uang di masyarakat dalam jumlah yang cukup, jenis pecahan yang sesuai, tepat waktu dan kondisi layak edar. Bank Indonesia berkoordinasi dengan pemerintah untuk menyusun Rencana Kebutuhan Uang (RKU). Hal ini dilakukan untuk mengantisipasi kecenderungan meningkatnya kebutuhan uang kartal pada hari raya. Salah satu aspek yang mendasari pembuatan RKU yaitu *inflow* dan *outflow* uang kartal dari *khasanah* Bank Indonesia. Perkembangan *outflow* dan *inflow* mencerminkan suatu pola pergerakan permintaan uang kartal (Sigalingging dkk, 2004).

Kantor Perwakilan (KPw) Bank Indonesia (BI) Jawa Timur menaungi kegiatan perkasian dari Bank Umum dan masyarakat di Provinsi Jawa Timur yang terdiri atas 29 Kabupaten dan 6 Kotamadya. Dalam melayani kegiatan perkasian KPw BI Jawa Timur memerlukan perencanaan RKU yang matang mengingat luasnya cakupan wilayah naungan KPw BI Jawa Timur. Melihat kondisi geografis di wilayah naungan KPw BI Jawa Timur bukan hal yang mudah, memungkinkan pendistribusian uang kartal membutuhkan waktu yang lama.

Diperlukan analisis statistika yang tepat pada data historis *inflow* dan *outflow* untuk membantu KPw BI Jawa Timur menyusun RKU dan menghitung kebutuhan uang kartal. Hasil analisis statistika berupa pemodelan data *inflow* dan *outflow* uang kartal, serta analisis *shock* terhadap *inflow* dan *outflow* uang kartal. Saat ini banyak penelitian yang telah meneliti *inflow* dan *outflow* uang kartal, seperti Rachmawati (2015) yang meneliti mengenai Peramalan *Inflow* dan *Outflow* Uang Kartal Bank Indonesia di Wilayah Jawa Tengah dengan menggunakan metode ARIMA, *Time Series Regression* dan ARIMAX. Hasil penelitian tersebut menunjukkan bahwa karakteristik *inflow* dan *outflow* uang kartal di KPw BI Jawa Tengah dipengaruhi oleh adanya hari raya Idul Fitri dan terdapat efek musiman pada bulan-bulan tertentu. Model *Time Series Regression* adalah model terbaik untuk meramalkan *outflow* uang kartal di KPw BI Jawa Tengah. Sedangkan Apriliadara (2016) meneliti *VARI-X Model for Currency Inflow and Outflow Forecasting with Eid Fitr Effect in Indonesia*. Hasil penelitian menunjukkan dinamika *inflow* dan *outflow* uang di Indonesia dapat dimodelkan dengan VARI-X yang mempertimbangkan efek Idul Fitri. Fluktuasi *inflow* dipengaruhi oleh *outflow*, begitu pula sebaliknya, sehingga terdapat hubungan dua arah antara *inflow* dan *outflow*. Pemodelan *inflow* dan *outflow* uang di Indonesia menggunakan VARI-X memiliki nilai *Mean Absolut Percentages Error* (MAPE) yang besar namun tidak memenuhi asumsi distribusi normal multivariat.

Beberapa penelitian mengenai model deret waktu *inflow* dan *outflow* uang kartal terbatas pada peramalan variabel secara independen, namun belum melibatkan hubungan kausalitas dari keduanya. Merujuk pada penelitian Apriliadara (2016) terdapat hubungan kausalitas bilateral antara *inflow* dan *outflow* uang kartal di Indonesia, maka penelitian mengenai *inflow* dan *outflow* uang kartal perlu melibatkan hubungan kausalitasnya. Berdasarkan penelitian sebelumnya, *inflow* dan *outflow* uang kartal dimodelkan dengan model *time series*, sehingga *inflow* dan *outflow* mempunyai nilai pengamatan pada suatu waktu yang berkorelasi dengan waktu sebelumnya secara dinamis. Pada penelitian sebelumnya, pemodelan *inflow* dan *outflow* uang kartal di Indonesia mempertimbangkan unsur musiman, sehingga pemodelan *inflow* dan *outflow* uang kartal di daerah lain juga perlu mempertimbangkan unsur musiman yang mungkin ada pada data.

Pada pemodelan data deret waktu multivariat perlu dilakukan identifikasi pola data untuk mengetahui adanya unsur musiman pada data. Selain itu, perlu diketahui hubungan kausalitas antar variabel. Jika terdapat hubungan dua arah (*bilateral causality*) pada pemodelan dua deret waktu,

dapat menggunakan model *Vector Autoregressive* (VAR). Apabila terdapat periode musiman pada data deret waktu dan memiliki hubungan kausalitas bilateral maka dapat dimodelkan dengan *Seasonal VAR*( $p$ )( $P$ )<sub>s</sub>. Secara umum model VAR( $p$ ) mempunyai banyak parameter dan akan menyulitkan interpretasi karena interaksinya yang kompleks. Hubungan kausalitas antar variabel dalam model dan sifat dinamis dari VAR( $p$ ) dapat dirangkum dengan menggunakan analisis Struktural VAR (SVAR). Model Struktural VAR juga memberikan informasi tambahan mengenai hubungan antar variabel. Diasumsikan bahwa suku galat dari kedua deret waktu saling bebas (Gujarati, 2004).

Pemodelan *outflow* uang kartal dapat dilakukan dengan model deret waktu univariat. Pemodelan deret waktu multivariat pada data *outflow* dapat dilakukan dengan menyertakan variabel *inflow* ke dalam model. Salah satu penelitian deret waktu multivariat yaitu Model *Structural Vector Autoregressive* (SVAR) dan penerapannya untuk Dampak Guncangan Sasaran Operasional Dalam Mekanisme Transmisi Kebijakan Moneter: Perbandingan *Inflation Targeting* dan *Multiple Objectives* di Indonesia oleh Dilla (2013).

Berdasarkan uraian di atas, diketahui *inflow* dan *outflow* uang kartal memiliki karakteristik sebagai deret waktu multivariat yang dinamis, berhubungan dan memungkinkan mengandung komponen musiman. Hal ini dikarenakan *inflow* dan *outflow* uang kartal berperan sebagai variabel endogen dan tidak diketahui variabel yang berperan sebagai variabel eksogen. Menganalisis hubungan kausalitas secara statistik antara *inflow* dan *outflow* uang kartal diharapkan dapat mengetahui hubungan antara variabel *inflow* dan *outflow* dan kemampuan masing-masing variabel dalam meramalkan nilai variabel lain. Apabila *inflow* dan *outflow* uang kartal memiliki hubungan kausalitas bilateral, maka selanjutnya dapat dianalisis menggunakan model VAR. Apabila terdapat unsur musiman dan memiliki hubungan kausalitas bilateral maka dimodelkan dengan model *seasonal VAR*. Ketika model sisaan model *Seasonal VAR* tidak memenuhi asumsi *white noise* maka dapat dilanjutkan analisis struktural pada sisaan atau *Structrural Seasonal VAR* (SSVAR).

Pada penelitian ini akan dibahas penerapan model SSVAR yang menjelaskan hubungan kausalitas dan sifat dinamis pada data *inflow* dan *outflow* uang kartal di KPw BI Jawa Timur. Selain itu akan dilihat efek *shock* terhadap *inflow* dan *outflow* uang kartal menggunakan analisis *Impuls Response Function* (IRF). Data deret waktu *inflow* dan *outflow* uang kartal diperoleh dari KPw BI Jawa Timur. Pemodelan SSVAR diharapkan mampu memodelkan *inflow* dan *outflow* uang kartal dengan model deret

waktu multivariat yang lebih tepat yang mengakomodasi hubungan kausalitasnya.

## 1.2 Rumusan Masalah

Berdasarkan uraian latar belakang, permasalahan yang dapat dirumuskan yaitu:

1. Bagaimana penerapan model SSVAR dalam memodelkan *inflow* dan *outflow* uang kartal di KPw BI Jawa Timur?
2. Bagaimana efek terjadinya *shock* terhadap variabel *inflow* dan *outflow* uang kartal di KPw BI Jawa Timur menggunakan analisis IRF?

## 1.3 Tujuan

Adapun tujuan dari penelitian ini adalah:

1. Memodelkan data deret waktu *inflow* dan *outflow* uang kartal di KPw BI Jawa Timur dengan model SSVAR.
2. Menganalisis efek terjadinya *shock* terhadap variabel *inflow* dan *outflow* uang kartal di KPw BI Jawa Timur menggunakan analisis IRF.

## 1.4 Manfaat

Adapun manfaat dari penelitian ini adalah:

1. Memberikan gambaran pemodelan statistika di bidang ekonomi khususnya pemodelan permintaan uang kartal yang tercermin pada data *inflow* dan *outflow* uang kartal.
2. Memberikan informasi ilmiah mengenai penerapan model statistika untuk memudahkan dalam mengkaji permintaan uang kartal dan penyusunan RKU di KPw BI Jawa Timur.
3. Memprediksi efek terjadinya *shock* terhadap variabel *inflow* dan *outflow* uang kartal di KPw BI Jawa Timur menggunakan analisis IRF.
4. Selain itu dapat digunakan sebagai acuan dalam membuat kebijakan menghindari lonjakan permintaan uang kartal.

## 1.5 Batasan Masalah

Batasan masalah dari penelitian ini adalah:

1. Pemodelan data *inflow* dan *outflow* uang kartal di KPw BI Jawa Timur dengan menggunakan model deret waktu linier multivariat.
2. Tidak melakukan analisis IRF pada model deret waktu musiman.
3. Hubungan jangka panjang (*long run*) antara peubah tidak diamati.



## BAB II

### TINJAUAN PUSTAKA

#### 2.1 Analisis Deret Waktu

Serangkaian data hasil pengamatan yang disusun berurutan dari waktu ke waktu disebut deret waktu. Secara umum terdapat dua tujuan analisis deret waktu. Tujuan pertama adalah untuk memodelkan mekanisme stokastik yang memunculkan seri yang diamati. Tujuan kedua untuk meramalkan nilai pada masa mendatang berdasarkan data pada masa lalu dan mungkin faktor terkait lainnya (Cryer, 2008). Menurut Wei (2006), deret waktu adalah urutan pengamatan yang teratur. Deret waktu memiliki sifat intrinstik yaitu pengamatannya bergantung atau berkorelasi, dan mementingkan urutan waktu.

#### 2.2 Plot Data Deret Waktu

Langkah penting dalam memilih model dan metode peramalan yang tepat adalah dengan mempertimbangkan jenis-jenis pola data. Empat jenis pola data deret waktu terdiri dari (Makridakis dkk., 1999):

- a. Pola horizontal adalah pola data deret waktu yang menggambarkan nilai data berfluktuasi horizontal di sekitar mean konstan.
- b. Pola musiman adalah pola data deret waktu yang menggambarkan nilai data dipengaruhi oleh faktor musiman. Pergerakan nilai data menunjukkan perubahan pola berulang secara periodik waktu tertentu.
- c. Pola siklus adalah pola data deret waktu yang menggambarkan kenaikan dan penurunan nilai pada periode yang tidak tetap. Panjang rata-rata siklus biasanya lebih panjang daripada musiman. Besarnya siklus biasanya lebih bervariasi daripada pola musiman.
- d. Pola *trend* adalah pola data deret waktu yang menggambarkan peningkatan dan penurunan nilai data dalam jangka waktu yang panjang.

#### 2.3 Stasioneritas

Asumsi yang harus dipenuhi sebelum melakukan analisis deret waktu adalah data deret waktu bersifat stasioner. Suatu deret waktu dikatakan stasioner apabila perilaku proses tidak berubah dari waktu ke waktu. Hal ini berarti, prosesnya berada dalam keadaan setimbangan secara statistik (Cryer, 2008). Stasioner berarti data deret waktu bersifat konstan sepanjang waktu dan tidak ada perubahan nilai tengah (rata-rata) seiring bertambahnya waktu. Data dikatakan stasioner apabila data berfluktuasi

dengan ragam konstan dan di sekitar rata-rata yang konstan (Makridakis dkk, 1999).

### 2.3.1 Stasioneritas terhadap ragam

Data deret waktu dikatakan stasioner terhadap ragam apabila data berfluktuasi dengan ragam konstan dari waktu ke waktu. Stasioneritas terhadap ragam dapat dilihat dengan plot *Box-Cox* (Makridakis dkk, 1999). Jika nilai parameter transformasi  $\lambda$  sama dengan atau mendekati satu maka data tersebut telah stasioner terhadap ragam. Apabila data deret waktu tidak stasioner terhadap ragam, maka dapat di stasionerkan dengan transformasi *Box-Cox* sebagai berikut (Wei, 2006):

$$T(Z_t) = Z_t(\lambda) = \begin{cases} \frac{Z_t^\lambda - 1}{\lambda}, & \lambda \neq 0 \\ \ln Z_t, & \lambda = 0 \end{cases} \quad (2.1)$$

Fungsi kepekatan peluang dari masing-masing observasi yang akan ditransformasi adalah:

$$f(Z_t(\lambda) | \mu, \sigma^2(\lambda)) = \frac{1}{(2\pi\sigma^2(\lambda))^{\frac{1}{2}}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left[ \frac{(Z_t(\lambda) - \mu)^2}{\sigma^2(\lambda)} \right] \right\} \quad (2.2)$$

Berdasarkan persamaan (2.2) dapat dibentuk fungsi *likelihood* sebagai berikut:

$$\begin{aligned} L(\mu, \sigma^2(\lambda), \lambda) &= \prod_{t=1}^n \frac{1}{(2\pi\sigma^2(\lambda))^{\frac{1}{2}}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \left[ \frac{(Z_t(\lambda) - \mu)^2}{\sigma^2(\lambda)} \right] \right\} \\ &= (2\pi\sigma^2(\lambda))^{-\frac{n}{2}} \prod_{t=1}^n \exp \left[ -\frac{1}{2\sigma^2(\lambda)} (Z_t(\lambda) - \mu)^2 \right] \end{aligned} \quad (2.3)$$

Maka fungsi log-likelihood yaitu,

$$\begin{aligned} l(\lambda) &= -\frac{n}{2} \ln(2\pi\sigma^2(\lambda)) + \sum_{t=1}^n \left[ -\frac{1}{2\sigma^2(\lambda)} (Z_t(\lambda) - \mu)^2 \right] \\ &= -\frac{n}{2} \ln(2\pi\sigma^2(\lambda)) - \frac{1}{2\sigma^2(\lambda)} \sum_{t=1}^n (Z_t(\lambda) - \mu)^2 \end{aligned} \quad (2.4)$$

Pendugaan parameter  $\lambda$  pada persamaan (2.4) dapat diperoleh dengan metode *Maximum Likelihood* (Draper dan Smith, 1992) sebagai berikut:

$$\begin{aligned} l(\lambda) &= -\frac{n}{2} \ln(2\pi\sigma^2(\lambda)) - \frac{1}{2\sigma^2(\lambda)} \sum_{t=1}^n (Z_t(\lambda) - \mu)^2 \\ &= -\frac{n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln \sigma^2(\lambda) - \frac{1}{2\sigma^2(\lambda)} \frac{n}{n} \sum_{t=1}^n (Z_t(\lambda) - \mu)^2 \\ &= -\frac{n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln \sigma^2(\lambda) - \frac{n}{2\sigma^2(\lambda)} \frac{\sum_{t=1}^n (Z_t(\lambda) - \mu)^2}{n} \end{aligned} \quad (2.5)$$

dengan menurunkan fungsi *log-likelihood* terhadap  $\lambda$  diperoleh:

$$\begin{aligned}
 l_{maks}(\lambda) &= \frac{\partial}{\partial \lambda} \left( -\frac{n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln \sigma^2(\lambda) - \frac{n}{2\sigma^2(\lambda)} \frac{\sum_{t=1}^n (Z_t^{(\lambda)} - \mu)^2}{n} \right) \\
 &= -\frac{n}{2} \ln(\sigma^2(\lambda))
 \end{aligned}
 \tag{2.6}$$

di mana,

$Z_t^{(\lambda)}$  : nilai data yang telah ditransformasi

$\mu$  : rata-rata geometrik dari data asli

$\sigma^2(\lambda)$  : ragam sisaan

$n$  : banyaknya observasi

Berdasarkan persamaan (2.6) dapat diketahui bahwa dengan memilih nilai *lambda* ( $\lambda$ ) yang dapat memaksimumkan  $l(\lambda)$  identik dengan meminimumkan  $\sigma^2(\lambda)$ . Beberapa nilai *lambda* yang umum digunakan dan transformasi yang berhubungan dapat diketahui pada Tabel 2.1 berikut ini:

Tabel 2.1. Nilai  $\lambda$  dan Bentuk Transformasi

Nilai <i>lambda</i> ( $\lambda$ )	Bentuk Transformasi
-1.0	$\frac{1}{Z_t}$
-0.5	$\frac{1}{\sqrt{Z_t}}$
0.0	$\ln Z_t$
0.5	$\sqrt{Z_t}$
1.0	$Z_t$ (tidak ditransformasi)

Menurut Wei (2006), transformasi *Box-Cox* yang dilakukan untuk menstabilkan ragam dapat dilakukan untuk data bernilai positif. Untuk data yang mengandung nilai negatif, dapat ditambahkan nilai hingga seluruh seri bernilai positif. Hal ini tidak akan mempengaruhi struktur korelasi rangkaian data. Transformasi *Box-Cox* harus dilakukan sebelum melakukan analisis lainnya seperti pembeda (*differencing*).

### 2.3.2 Stasioneritas terhadap rata-rata

#### e. ADF Non Musiman

Stasioneritas terhadap rata-rata dapat diduga dengan melihat plot *autocorrelation function* (ACF). Jika ACF berbeda nyata pada *time lagged*  $\leq$  tiga, maka data deret waktu sudah stasioner terhadap rata-rata. Apabila dibentuk plot data deret waktu dan tidak ada perubahan nilai tengah (rata-rata) dari waktu ke waktu, maka data dikatakan stasioner terhadap rata-rata.

Pengujian stasioneritas secara statistik dapat dilakukan dengan pemeriksaan akar unit (*unit root*) pada variabel. Uji akar unit dikembangkan oleh Dickey Fuller (1979) sehingga dikenal pula sebagai uji *Augmented Dickey Fuller* (ADF). Uji ADF dapat dijelaskan melalui model AR(1) dengan asumsi bahwa deret sisaan bersifat *white noise*. *White noise* berarti rata-rata bernilai nol (0) dan ragam konstan ( $\sigma$ ) (Brockwell dan Davis, 2002). Berikut merupakan uji ADF yang diilustrasikan pada model AR(1):

$$Z_t = \beta_1 Z_{t-1} + u_t \tag{2.7}$$

Dengan mengurangi  $Z_{t-1}$  pada kedua sisi, maka persamaan (2.7) menjadi:

$$\begin{aligned} Z_t - Z_{t-1} &= \beta_1 Z_{t-1} + u_t - Z_{t-1} \\ \Delta Z_t &= \beta_1 Z_{t-1} - Z_{t-1} + u_t \\ \Delta Z_t &= (\beta_1 - 1) Z_{t-1} + u_t \\ \Delta Z_t &= \delta Z_{t-1} + u_t \end{aligned} \tag{2.8}$$

Dickey dan Fuller (1979) dalam Enders (2015) menyatakan bahwa, terdapat tiga persamaan regresi yang dapat digunakan untuk melakukan uji akar unit yaitu:

$$\Delta Z_t = \delta Z_{t-1} + u_t \tag{2.9}$$

$$\Delta Z_t = \beta_0 + \delta Z_{t-1} + u_t \tag{2.10}$$

$$\Delta Z_t = \beta_0 + \beta_2 t + \delta Z_{t-1} + u_t \tag{2.11}$$

Perbedaan diantara persamaan (2.9), (2.10) dan (2.11) adalah terdapat elemen deterministik yaitu  $\beta_0$  dan  $\beta_2 t$ . Persamaan (2.9) merupakan model *random walk* murni. Persamaan (2.10) merupakan model *random walk* dengan intersep atau *random walk with drift*. Persamaan (2.11) merupakan model *random walk* dengan intersep dan *trend* waktu. Secara umum rumus uji ADF adalah:

$$\Delta Z_t = \delta Z_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_{i+1} \Delta Z_{t-i+1} + u_t \tag{2.12}$$

$$\Delta Z_t = \beta_0 + \delta Z_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_{i+1} \Delta Z_{t-i+1} + u_t \tag{2.13}$$

$$\Delta Z_t = \beta_0 + \beta_2 t + \delta Z_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_{i+1} \Delta Z_{t-i+1} + u_t \tag{2.14}$$

di mana:

- $u_t$  : proses *white noise*
- $Z_t$  : variabel yang diamati pada waktu  $t$
- $\Delta Z_t$  :  $Z_t - Z_{t-1}$
- $t$  : *trend* waktu
- $\delta$  :  $\beta_1 - 1$  (parameter pergeseran (*drift*))

Berikut adalah hipotesis yang digunakan dalam uji ADF:

$$H_0 : \delta = 0 \text{ (data tidak stasioner) vs}$$

$$H_1 : \delta < 0 \text{ (data stasioner)}$$

Ketika  $\delta = 0$  maka nilai  $\beta_1 = 1$  (menunjukkan adanya akar unit), maka terdapat proses *random walk*. Apabila terdapat proses *random walk* maka terdapat kecenderungan rata-rata serta ragam meningkat dari waktu ke waktu. Model *random walk* dengan atau tanpa *drift* menunjukkan proses stokastik dari data deret waktu bersifat tidak stasioner (Gujarati, 2004). Sedangkan  $\delta < 0$  menunjukkan bahwa  $Z_t$  bersifat stasioner karena bukan model *random walk*. Pada AR(1) dengan  $\beta_1 = 1$  menunjukkan proses *random walk*. Statistik uji yang digunakan dalam uji ADF adalah statistik uji  $t$ , dengan rumus sebagai berikut:

$$\tau = \frac{\hat{\delta}}{SE(\hat{\delta})} \quad (2.15)$$

di mana:

$$\hat{\delta} = \frac{\sum_{t=1}^T Z_{t-1} \Delta Z_t}{\sum_{t=1}^T Z_{t-1}^2} \quad ; \text{ nilai duga parameter AR}$$

$$SE(\hat{\delta}) = \sqrt{\frac{\hat{\delta}_a^2}{\sum_{t=1}^T Z_{t-1}^2}} \quad ; \text{ standard error } \hat{\delta}$$

$$\hat{\delta}_a^2 = \frac{\sum_{t=1}^T (\Delta Z_t - \hat{\delta} Z_{t-1})^2}{T-1}$$

dengan kriteria pengujian, jika nilai  $\tau$  lebih dari titik kritis  $t_{\alpha(T)}$  atau  $p$ -value kurang dari  $\alpha$  maka menolak  $H_0$ . Dapat disimpulkan bahwa data bersifat stasioner.

Untuk menstasionerkan data terhadap rata-rata dapat dilakukan proses pembedaan (*differencing*) dengan operasi *shift* mundur (*backward shift*). Pembedaan berarti deret asli diganti dengan deret selisih. Banyaknya pembedaan yang dilakukan untuk mencapai kestasioneran dinotasikan sebagai  $d$  dan bentuk pembedaan pertama ( $d = 1$ ) adalah:

$$\Delta Z_t = Z_t - Z_{t-1} \quad (2.16)$$

Persamaan (2.16) dapat dituliskan menjadi:

$$\begin{aligned} \Delta Z_t &= Z_t - BZ_t \\ \Delta Z_t &= (1 - B)Z_t \end{aligned} \quad (2.17)$$

bentuk pembedaan kedua ( $d = 2$ ):

$$\begin{aligned} \Delta^2 Z_t &= \Delta Z_t - \Delta Z_{t-1} \\ &= (Z_t - Z_{t-1}) - (Z_{t-1} - Z_{t-2}) \\ &= Z_t - 2Z_{t-1} + Z_{t-2} \\ &= (1 - 2B + B^2)Z_t \\ &= (1 - B)^2 Z_t \end{aligned} \quad (2.18)$$

Secara umum bentuk pembedaan orde ke- $d$  untuk mencapai stasioneritas dapat dituliskan

$$\Delta^d Z_t = (1 - B)^d Z_t \quad (2.19)$$

Proses pembedaan (*differencing*) dilakukan sampai data hasil *differencing* menunjukkan kestasioneran terhadap rata-rata (Makridakis dkk., 1999).

### b. ADF Musiman

Data deret waktu berpola musiman berpotensi memiliki akar unit musiman, sehingga diperlukan *seasonal differencing* seperti pada persamaan (2.24) untuk mengatasi ketidakstasioneran tersebut. Apabila diketahui  $Z_t$  adalah deret waktu musiman dengan periode musiman  $s$ , prosedur pengujian formal yang dapat digunakan untuk mendeteksi adanya akar unit musiman secara sederhana diperoleh dengan memanfaatkan model berikut (Wei, 2006):

$$(1 - \Phi B)^s Z_t = e_t \quad (2.20)$$

$$Z_t = \Phi Z_{t-s} + e_t \quad (2.21)$$

di mana  $Z_{1-s}, Z_{2-s}, \dots, Z_0$  merupakan kondisi awal dan  $e_t \sim IID(0, \sigma^2)$ . Persamaan (2.21) merupakan model *Seasonal Autoregressive* tanpa konstanta. Penduga OLS dari  $\Phi$  dirumuskan sebagai (Wei, 2006):

$$\hat{\Phi} = \frac{\sum_{t=1}^n Z_{t-s} Z_t}{\sum_{t=1}^n Z_{t-s}^2} \quad (2.22)$$

Adapun hipotesis yang digunakan untuk menguji adanya akar unit musiman adalah:

$H_0: \Phi = 1$  (proses tidak stasioner) vs

$H_1: \Phi \neq 1$  (proses stasioner)

Statistik uji yang digunakan sebagai berikut:

$$t = \frac{\hat{\Phi} - 1}{S_{\hat{\Phi}}} \quad (2.23)$$

di mana:

$$SE(\hat{\Phi}) = \sqrt{\frac{\sigma_a^2}{\sum_{t=1}^n Z_{t-s}^2}} \quad ; \text{ standard error } \hat{\Phi}$$

$$\hat{\delta}_a^2 = \frac{\sum_{t=1}^n (Z_t - \hat{\Phi} Z_{t-s})^2}{(n-1)}$$

Berdasarkan tabel yang dikembangkan oleh Dickey, Hasza, dan Fuller (1984) dalam Wei (2006) yang berdistribusi DF dengan statistik uji seperti pada persamaan (2.23). Jika statistik uji  $t \leq DF_{(n,a)}$  atau *pvalue*  $< a$  maka diputuskan tolak  $H_0$  yang berarti data telah stasioner, jika statistik uji  $t > DF_{(n,a)}$  atau *p-value*  $> a$  maka terima  $H_0$  yang berarti data belum stasioner sehingga perlu dilakukan *seasonal differencing*.

Differensiasi musiman dari deret  $Z_t$  dengan periode musiman  $s$  dirumuskan sebagai berikut (Wei, 2006):

$$(1 - B^s) Z_t = Z_t - Z_{t-s} \quad (2.24)$$



Pada persamaan (2.24) diasumsikan bahwa model deret waktu memiliki pola musiman yang tidak stasioner terhadap rata-rata.

Untuk model deret waktu musiman  $ARMA(p, q, (P, D)_s)$  yang mengikuti persamaan sebagai berikut:

$$(1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)(1 - \Phi B^s)Z_t = a_t \quad (2.25)$$

di mana akar dari  $(1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p) = 0$  berada di luar *unit circle*. Diketahui bahwa  $a_t$  pada persamaan (2.25) merupakan fungsi nonlinier dari  $(\Phi, \phi)$  di mana  $\phi = (\phi_1, \dots, \phi_p)$ . Pendekatan linier pada fungsi  $a_t(\Phi, \phi)$  dievaluasi pada  $(\hat{\Phi}, \hat{\phi})$  menggunakan ekspansi Taylor sebagai berikut:

$$a_t(\Phi, \phi) = a_t(\hat{\Phi}, \hat{\phi}) - (1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)Z_{t-s}(\Phi - \hat{\Phi}) - \sum_{i=1}^p (Z_{t-i} - \hat{\Phi}Z_{t-s-i})(\phi_i - \hat{\phi}_i) + R_t \quad (2.26)$$

di mana  $R_t$  adalah sisaan deret Taylor.

Persamaan (2.25) ekuivalen dengan persamaan (2.26) berikut:

$$\begin{aligned} a_t(\hat{\Phi}, \hat{\phi}) &= (1 - \hat{\phi}_1 B - \dots - \hat{\phi}_p B^p)Z_{t-s}(\Phi - \hat{\Phi}) + \\ &\quad \sum_{i=1}^p (Z_{t-i} - \hat{\Phi}Z_{t-s-i})(\phi_i - \hat{\phi}_i) + e_t \\ &= (\Phi - \hat{\Phi})(1 - \hat{\phi}_1 B - \dots - \hat{\phi}_p B^p)Z_{t-s} + \\ &\quad \sum_{i=1}^p (\phi_i - \hat{\phi}_i)(Z_{t-i} - \hat{\Phi}Z_{t-s-i}) + e_t \end{aligned} \quad (2.27)$$

Untuk menguji hipotesis nol  $H_0: \Phi = 1$  melawan  $H_1: \Phi \neq 1$ , persamaan (2.25) dan (2.27) mengikuti prosedur regresi dua langkah sebagai berikut:

1. Regresi  $\Delta^s Z_t$  pada  $\Delta^s Z_{t-1}, \dots, \Delta^s Z_{t-p}$  untuk mendapatkan penduga awal  $\hat{\phi}$  dan  $\phi$ , di mana  $\Delta^s Z_t = (1 - B^s)Z_t$ . Penduga ini dapat dengan mudah dilihat sebagai penduga yang konsisten karena di bawah hipotesis nol,  $H_0: \Phi = 1$ , sehingga persamaan (2.25) menjadi:

$$(1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)\Delta^s Z_t = a_t \quad (2.28)$$

Yang merupakan model stasioner  $AR(p)$  untuk deret differensi musiman  $\Delta^s Z_t$ .

2. Hitung  $a_t(1, \hat{\phi})$  dari persamaan (2.28) menggunakan persamaan (2.26) untuk mengresikan  $a_t(1, \hat{\phi})$  pada  $[(1 - \hat{\phi}_1 B - \dots - \hat{\phi}_p B^p)Z_t, \Delta^s Z_{t-1}, \Delta^s Z_{t-2}, \dots, \Delta^s Z_{t-p}]$  untuk mendapatkan penduga OLS dari  $(\Phi - 1) = \alpha$  dan  $(\phi_1 - \hat{\phi}_1, \dots, \phi_p - \hat{\phi}_p)$ . Penduga dari  $\alpha = (\Phi - 1)$  dapat digunakan untuk menguji hipotesis nol,  $H_0: \Phi = 1$ . Di bawah hipotesis nol, diperoleh nilai  $\alpha = 0$ . Jika  $\alpha < 0$ , maka  $\Phi < 1$  sehingga proses dikatakan stasioner.

## 2.4 Identifikasi Hubungan Dua Arah

Model *Structural Seasonal VAR* merupakan model yang dapat digunakan ada peubah yang memiliki hubungan kausalitas bilateral (dua arah) dan berpola musiman. Hubungan dua arah dari dua data deret waktu dapat diketahui dari plot *Cross Correlation Function (CCF)*. Pengujian menggunakan plot CCF dapat dilakukan apabila data yang digunakan telah stasioner.

Apabila diketahui kovarian silang antara variabel pemisal  $x_t$  dan  $y_t$  adalah (Wei, 2006):

$$\gamma_{xy}(k) = E [(x_t - \mu_x)(y_{t+k} - \mu_y)] \quad (2.29)$$

untuk  $k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$

di mana,

$$\mu_x : E(x_t)$$

$$\mu_y : E(y_t)$$

maka Wei (2006) merumuskan CCF sebagai berikut:

$$\rho_{xy}(k) = \frac{\gamma_{xy}(k)}{\sigma_x \sigma_y} \quad (2.30)$$

di mana,

untuk  $k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$

$\sigma_x$  : standar deviasi dari  $x_t$

$\sigma_y$  : standar deviasi dari  $y_t$

Fungsi kovarian silang  $\gamma_{xy}(k)$  dan fungsi korelasi silang adalah generalisasi dari fungsi autokovarian dan autokorelasi karena  $\gamma_{xx}(k) = \gamma_x(k)$  dan  $\rho_{xx}(k) = \rho_x(k)$ . Fungsi autokorelasi bersifat simetris disekitar titik asalnya sebagai contoh  $\rho_x(k) = \rho_x(-k)$ , sedangkan fungsi korelasi silang tidak bersifat simetris artinya  $\rho_{xy}(k) \neq \rho_{xy}(-k)$ . Hal ini dikarenakan apabila menganggap  $\gamma_{xy}(k) = E [(x_t - \mu_x)(y_{t+k} - \mu_y)] = E [(y_{t+k} - \mu_y)(x_t - \mu_x)] = \gamma_{xy}(-k)$  maka akan diperoleh  $\rho_{xy}(k) = \rho_{xy}(-k)$ . Korelasi silang tidak hanya menjelaskan kekuatan hubungan antara variabel  $x_t$  dan  $y_t$  namun juga menjelaskan arah. Untuk dapat mengetahui gambar hubungan antara  $x_t$  dan  $y_t$  maka menurut Wei (2006) penting untuk menghitung nilai CCF atau  $\rho_{xy}(k)$  untuk lag positif ( $k > 0$ ) dan lag negatif ( $k < 0$ ).

Menurut Wei (2006) CCF dapat diduga dengan *Sample Cross Correlation Function (SCCF)* yang dapat ditulis sebagai berikut:

$$\hat{\rho}_{xy}(k) = \frac{\gamma_{xy}(k)}{S_x S_y} \quad (2.31)$$



di mana,

$$\hat{\gamma}_{xy}(k) = \begin{cases} \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n-k} (x_t - \bar{x})(y_{t+k} - \bar{y}), & k \geq 0 \\ \frac{1}{n} \sum_{t=1-k}^n (x_t - \bar{x})(y_{t+k} - \bar{y}), & k < 0 \end{cases} \quad (2.32)$$

$S_x = \sqrt{\hat{\gamma}_{xx}(0)} = \sqrt{\text{cov}(x_t, x_t)} = \sqrt{\text{var}(x_t)}$  : standar deviasi deret x

$S_y = \sqrt{\hat{\gamma}_{yy}(0)} = \sqrt{\text{cov}(y_t, y_t)} = \sqrt{\text{var}(y_t)}$  : standar deviasi deret y

Untuk memeriksa apakah  $\rho_{xy}(k)$  berbeda nyata dari nol (signifikan) dapat dilakukan dengan membandingkan nilai  $\hat{\rho}_{xy}(k)$  dengan salah baku berikut (Wei, 2006):

$$S_{\hat{\gamma}_{xy}(k)} = \frac{1}{\sqrt{n-k}} \quad (2.33)$$

di mana:

$n$  : banyaknya pengamatan

$k$  : banyaknya lag pada *cross correlation*

jika perhitungan CCF menunjukkan bahwa terdapat korelasi silang yang berbeda nyata pada *time lagged* positif dan *time lagged* negatif, maka dapat disimpulkan terdapat hubungan kausalitas bilateral antara kedua variabel.

## 2.5 Pemodelan *Vector Autoregressive*

### 2.5.1 Model *Vector Autoregressive*

*Vector Autoregressive* (VAR) merupakan salah satu metode analisis deret waktu multivariat yang berbentuk persamaan simultan, yaitu variabel-variabel yang digunakan saling berhubungan satu sama lain. Menurut Enders (2015), model VAR merupakan suatu sistem persamaan dinamis di mana pendugaan suatu variabel pada periode tertentu bergantung pada pergerakan variabel tersebut dan variabel lainnya yang terlibat dalam sistem pada periode-periode sebelumnya.

Menurut Sims (1980), pada suatu model apabila kita tidak yakin apakah suatu variabel eksogen atau endogen, maka untuk membentuk model yang melibatkan banyak variabel sebaiknya memperlakukan semua variabel menjadi variabel endogen. VAR adalah model yang memperlakukan setiap variabel dalam model secara simetris, artinya variabel yang berada pada sisi kanan (*right hand side*) juga berada di sisi kiri (*left hand side*) dari persamaan.

Model VAR dengan intersep dalam bentuk standar dapat ditulis sebagai berikut (Enders, 2015):

$$\mathbf{Z}_t = \mathbf{A}_0 + \mathbf{A}_1 \mathbf{Z}_{t-1} + \mathbf{A}_2 \mathbf{Z}_{t-2} + \dots + \mathbf{A}_p \mathbf{Z}_{t-p} + \mathbf{e}_t \quad (2.34)$$

dengan  $A_i = B^{-1}\Gamma_i$  dan  $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$ .

di mana,

$Z_t$  : vektor  $n$  variabel dalam VAR berukuran  $(n \times 1)$

$A_0$  : vektor intersep berukuran  $(n \times 1)$

$A_i$  : matriks koefisien dalam VAR berukuran  $(n \times n)$

$e_t$  : vektor galat dalam VAR berukuran  $(n \times 1)$

Model VAR tanpa intersep dalam bentuk standar dapat ditulis sebagai berikut (Enders, 2015):

$$Z_t = A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + \dots + A_p Z_{t-p} + e_t \quad (2.35)$$

dengan  $A_i = B^{-1}\Gamma_i$  dan  $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$ .

di mana,

$Z_t$  : vektor  $n$  variabel dalam VAR berukuran  $(n \times 1)$

$A_i$  : matriks koefisien dalam VAR berukuran  $(n \times n)$

$e_t$  : vektor galat dalam VAR berukuran  $(n \times 1)$

Jika  $Z_t = [Z_{1,t}, Z_{2,t}, Z_{3,t}, \dots, Z_{m,t}]^T$  merupakan vektor berdimensi- $m$ , maka menurut Wei (2006), secara umum proses VAR( $p$ ) adalah:

$$\phi_p(B)Z_t = \varepsilon_t \quad (2.36)$$

$$(I - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)Z_t = \varepsilon_t$$

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2.37)$$

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

di mana,

$\phi$  : matriks koefisien *autoregressive* berukuran  $(m \times m)$

$\varepsilon_t$  : vektor galat pada waktu ke- $t$  berukuran  $(m \times 1)$

Contoh ilustrasi model VAR dengan orde  $p = 1$ ,  $m = 2$ , atau VAR(1) adalah sebagai berikut:

$$\phi_1(B)Z_t = \varepsilon_t$$

$$(I - \phi_1 B)Z_t = \varepsilon_t$$

$$\left( \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}_{2 \times 2} - \begin{bmatrix} \phi_{1,11} & \phi_{1,12} \\ \phi_{1,21} & \phi_{1,22} \end{bmatrix}_{2 \times 2} B \right) \begin{bmatrix} X_t \\ Y_t \end{bmatrix}_{2 \times 1} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{xt} \\ \varepsilon_{yt} \end{bmatrix}_{2 \times 1}$$

$$\begin{bmatrix} 1 - \phi_{11}B & -\phi_{12}B \\ -\phi_{21}B & 1 - \phi_{22}B \end{bmatrix}_{2 \times 2} \begin{bmatrix} X_t \\ Y_t \end{bmatrix}_{2 \times 1} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{xt} \\ \varepsilon_{yt} \end{bmatrix}_{2 \times 1} \quad (2.38)$$

Persamaan (2.38) dapat dibentuk ke persamaan non matriks (dalam bentuk persamaan linier) sebagai berikut:

$$(1 - \phi_{1,11}B)X_t + (-\phi_{1,12}B)Y_t = \varepsilon_{xt}$$

$$-\phi_{1,21}BX_t + (1 - \phi_{1,21})BY_t = \varepsilon_{yt}$$

$$(2.39)$$

Sehingga persamaan (2.39) dapat ditulis dalam bentuk persamaan berikut:

$$\begin{aligned} X_t &= \phi_{1,11}X_{t-1} + \phi_{1,12}Y_{t-1} + \varepsilon_{xt} \\ Y_t &= \phi_{1,21}X_{t-1} + \phi_{1,22}Y_t + \varepsilon_{yt} \end{aligned} \quad (2.40)$$

Model VAR( $p$ ) dapat ditulis dalam persamaan berikut (Tsay, 2014):

$$z'_t = y'_t \phi + \varepsilon' \quad (2.41)$$

dimana,  $y_t = (z'_{t-1}, \dots, z'_{t-p})'$  merupakan vektor berdimensi ( $mp$ ) dan  $\phi' = [\phi_1, \dots, \phi_p]$  adalah matriks berukuran ( $m \times (mp)$ ). Dengan format baru, persamaan (2.41) dapat di tulis menjadi (Tsay, 2014):

$$\mathbf{Z} = \mathbf{Y}\phi + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (2.42)$$

di mana,  $\mathbf{Z}$  adalah matriks berukuran  $((T-p) \times m)$  dengan baris ke- $i$  adalah  $z'_{p+i}$ ,  $\mathbf{Y}$  adalah matriks berukuran  $((T-p) \times mp)$  dengan baris ke- $i$  adalah  $y'_{p+i}$ , dan  $\boldsymbol{\varepsilon}$  adalah matriks berukuran  $((T-p) \times m)$  dengan baris ke- $i$  adalah  $\varepsilon'_{p+i}$ . Diketahui bahwa kolom ke- $j$  dari  $\phi$  mengandung parameter yang berasosiasi dengan  $y_{jt}$ . Untuk pendugaan parameter pada subbab berikutnya, maka digunakan model (2.43) sebagai berikut (Tsay, 2014):

$$\text{vec}(\mathbf{Z}) = (I_m \otimes \mathbf{Y})\text{vec}(\phi) + \text{vec}(\boldsymbol{\varepsilon}) \quad (2.43)$$

Menurut Enders (2015), model VAR memiliki kecenderungan *overparameterized*. Hal ini dikarenakan apabila matriks  $A_0$  berisi  $n$  parameter, dan setiap matriks  $A_i$  mengandung  $n^2$  parameter maka koefisien yang perlu diduga sebanyak  $n+pn^2$  parameter. Pada model VAR bivariat orde pertama dalam bentuk standar berisi sepuluh parameter yaitu dua koefisien intersep  $b_{10}$  dan  $b_{20}$ , empat koefisien autoregresif  $\gamma_{11}, \gamma_{12}, \gamma_{21}$  dan  $\gamma_{22}$ , dua koefisien kausalitas  $b_{12}$  dan  $b_{21}$ , dan dua standar deviasi  $\sigma_x$  dan  $\sigma_y$ . Hasil pendugaan parameter model VAR( $p$ ) yang *Overparameterized* mengandung koefisien yang tidak signifikan.

### 2.5.2 Identifikasi Model

Menurut Wei (2006), untuk menentukan ordo untuk model VAR dapat dilakukan dengan plot *Matrix Partial Autocorrelation Function* (MPACF). Tiao dan Box (1981) dalam Wei (2006) mendefinisikan matriks fungsi autokorelasi parsial pada saat lag ke- $s$  dinotasikan dengan  $\mathcal{P}(s)$ , sebagai koefisien matriks terakhir bila data diterapkan untuk suatu proses VAR dari orde  $s$ . Hal ini merupakan perluasan dari definisi fungsi autokorelasi parsial untuk deret waktu univariat, sehingga  $\mathcal{P}(s)$  pada deret waktu multivariat equivalen dengan  $\phi_s$ .

Bentuk umum multivariat dari persamaan *Yule-Walker* dalam bentuk yang tidak biasa adalah (Wei, 2006):

$$\begin{bmatrix} \Gamma(0) & \Gamma'(1) & \cdots & \Gamma'(s-1) \\ \Gamma(1) & \Gamma(0) & \cdots & \Gamma'(s-2) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \Gamma(s-1) & \Gamma(s-2) & \cdots & \Gamma(0) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \phi'_{s,1} \\ \phi'_{s,2} \\ \vdots \\ \phi'_{s,s} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Gamma(1) \\ \Gamma(2) \\ \vdots \\ \Gamma(s) \end{bmatrix} \quad (2.44)$$

Apabila  $\mathcal{P}(s)$  dan  $\phi'_{s,s}$  didefinisikan untuk  $s \geq$  dua maka akan mengarah pada penyelesaian persamaan (2.54), dengan permisalan berikut (Wei, 2006):

$$\mathbf{A}(s) = \begin{bmatrix} \Gamma(0) & \Gamma'(1) & \cdots & \Gamma'(s-2) \\ \Gamma(1) & \Gamma(0) & \cdots & \Gamma'(s-3) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \Gamma(s-1) & \Gamma(s-2) & \cdots & \Gamma(0) \end{bmatrix}_{(s-1) \times (s-1)},$$

$$\mathbf{b}(s) = \begin{bmatrix} \Gamma'(s-1) \\ \Gamma'(s-2) \\ \vdots \\ \Gamma'(1) \end{bmatrix}_{(s-1) \times 1}, \quad \mathbf{c}(s) = \begin{bmatrix} \Gamma(1) \\ \Gamma(2) \\ \vdots \\ \Gamma(s-1) \end{bmatrix}_{(s-1) \times 1}$$

$$\text{dan } \phi'_*(s-1) = \begin{bmatrix} \phi'_{s,1} \\ \phi'_{s,2} \\ \vdots \\ \phi'_{s,s-1} \end{bmatrix}_{(s-1) \times 1}$$

Persamaan (2.37) dapat ditulis menjadi

$$\begin{bmatrix} \mathbf{A}(s) & \mathbf{b}(s) \\ \mathbf{b}'(s) & \Gamma(0) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \phi'_*(s-1) \\ \phi'_{s,s} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mathbf{c}(s) \\ \Gamma(s) \end{bmatrix} \quad (2.45)$$

atau

$$\mathbf{A}(s)\phi'_*(s-1) + \mathbf{b}(s)\phi'_{s,s} = \mathbf{c}(s) \quad (2.46)$$

$$\mathbf{b}'(s)\phi'_*(s-1) + \Gamma(0)\phi'_{s,s} = \Gamma(s) \quad (2.47)$$

persamaan (2.40) berimplikasi dengan persamaan berikut:

$$\phi'_*(s-1) = [\mathbf{A}(s)]^{-1}\mathbf{c}(s) - [\mathbf{A}(s)]^{-1}\mathbf{b}(s)\phi'_{s,s} \quad (2.48)$$

dengan mensubstitusikan persamaan (2.47) ke persamaan (2.48) akan diperoleh nilai  $\phi'_{s,s}$  sebagai berikut:

$$\phi'_{s,s} = \{\Gamma(0) - \mathbf{b}'(s)[\mathbf{A}(s)]^{-1}\mathbf{b}(s)\}^{-1} \{\Gamma(s) - \mathbf{b}'(s)[\mathbf{A}(s)]^{-1}\mathbf{c}(s)\}^{-1} \quad (2.49)$$

Matriks fungsi autokorelasi parsial didefinisikan sebagai berikut:

$$\mathcal{P}(s) = \begin{cases} \Gamma'(1)[\Gamma(0)]^{-1}, & s = 1 \\ \{\Gamma'(s) - \mathbf{c}'(s)[\mathbf{A}(s)]^{-1}\mathbf{b}(s)\} \\ \{\Gamma(0) - \mathbf{b}'(s)[\mathbf{A}(s)]^{-1}\mathbf{b}(s)\}^{-1}, & s > 1 \end{cases} \quad (2.50)$$

Pada model VAR( $p$ ) maka  $\mathcal{P}(s)$  didefinisikan sebagai berikut (Wei, 2006):

$$\mathcal{P}(s) = \begin{cases} \boldsymbol{\phi}_p, & s = p \\ 0, & s > p \end{cases} \quad (2.51)$$

di mana matriks  $\mathcal{P}(s)$ ,  $\Gamma(s)$ , dan  $\boldsymbol{\phi}'_{s,s}$  berukuran  $m \times m$ . Matriks kovarian  $\Gamma(s)$  dapat diduga dengan matriks kovarian sampel yaitu:

$$\hat{\Gamma}(s) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T-s} (\mathbf{Z}_t - \bar{\mathbf{Z}})(\mathbf{Z}_{t+s} - \bar{\mathbf{Z}})', \quad s = 1, 2, \dots \quad (2.52)$$

di mana  $\bar{\mathbf{Z}} = (\bar{Z}_1, \bar{Z}_2, \dots, \bar{Z}_m)$  merupakan vektor rata-rata sampel.

Ketika dimensi dari vektor meningkat maka matriks semakin kompleks. Banyaknya angka pada matriks yang kompleks menyulitkan dalam pengidentifikasian. Untuk mempermudah masalah tersebut, Tiao dan Box (1981) dalam Wei (2006) mengenalkan suatu metode yang meringkas korelasi sampel. Metode yang digunakan berupa memberikan simbol (+), (-), dan ( $\cdot$ ) pada posisi ( $i, j$ ) dari matriks korelasi sampelnya. Arti dari masing-masing simbol dapat dilihat pada Tabel 2.2 berikut ini:

Tabel 2.2. Arti Simbol dari Matriks Korelasi

Simbol	Penjelasan
+	Nilai korelasi sampel lebih dari 2 kali simpangan baku
-	Nilai korelasi sampel kurang dari 2 kali simpangan baku
$\cdot$	Nilai korelasi sampel didalam selang 2 kali simpangan baku

### 2.5.3 Pendugaan Parameter

Model VAR( $p$ ) dapat diduga dengan metode *Least Square*, *Maximum Likelihood*, dan metode bayesian (Tsay, 2014). Zellner dalam Tsay (2014) menyatakan bahwa, untuk metode *Least Square* menunjukkan bahwa *Generalized Least square* (GLS) dan metode *Ordinary Least Square* (OLS) menghasilkan nilai pendugaan yang sama. Dengan asumsi normalitas multivariat, pada data yang mengikuti distribusi normal dengan  $k$ -dimensi, maka pendugaan parameter VAR( $p$ ) dengan metode *maximum likelihood* secara asimtotik akan ekuivalen dengan pendugaan dengan metode *Least Square* (Tsay, 2014).

Misalkan sampel dari data deret waktu model VAR( $p$ ) adalah  $\{\mathbf{Z}_t \mid t = 1, \dots, T\}$ . Diasumsikan matriks sisaan  $\boldsymbol{\varepsilon}$  pada model VAR( $p$ ) mengikuti

distribusi normal multivariat [ $\boldsymbol{\varepsilon}_t \sim N(0, \Sigma)$ ] dan matriks varian kovarian  $\Sigma_{\boldsymbol{\varepsilon}}$  berukuran  $(m \times m)$  Tsay (2014). Sedangkan parameter yang akan diduga adalah  $\{\phi_0, \phi_1, \dots, \phi_p\}$ . Dengan mendefinisikan  $N = T - p$  pada persamaan (2.42), maka fungsi *likelihood* dari data adalah (Tsay, 2014):

$$L(\mathbf{Z}|\boldsymbol{\phi}, \Sigma) = \prod_{t=p+1}^T \frac{1}{(2\pi)^{\frac{m}{2}} |\Sigma|^{\frac{1}{2}}} \exp\left[-\frac{1}{2} \boldsymbol{\varepsilon}_t' \Sigma^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t\right] \quad (2.53)$$

$$= \prod_{t=p+1}^T \frac{1}{(2\pi)^{\frac{m}{2}} |\Sigma|^{\frac{1}{2}}} \exp\left[-\frac{1}{2} (\mathbf{Z}_t - \mathbf{Y}_t \boldsymbol{\phi}) \Sigma^{-1} (\mathbf{Z}_t - \mathbf{Y}_t \boldsymbol{\phi})'\right] \quad (2.54)$$

$$= \frac{1}{(2\pi)^{\frac{Nm}{2}} |\Sigma|^{\frac{N}{2}}} \exp\left[-\frac{1}{2} \sum_{t=1}^N (\mathbf{Z}_t - \mathbf{Y}_t \boldsymbol{\phi}) \Sigma^{-1} (\mathbf{Z}_t - \mathbf{Y}_t \boldsymbol{\phi})'\right] \quad (2.55)$$

Kemudian apabila eksponen pada persamaan (2.55) dinyatakan sebagai fungsi *trace* maka

$$L(\mathbf{Z}|\boldsymbol{\phi}, \Sigma) = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{Nm}{2}} |\Sigma|^{\frac{N}{2}}} \exp\left\{-\frac{1}{2} \sum_{t=1}^N \text{tr}[(\mathbf{Z}_t - \mathbf{Y}_t \boldsymbol{\phi}) \Sigma^{-1} (\mathbf{Z}_t - \mathbf{Y}_t \boldsymbol{\phi})']\right\} \quad (2.56)$$

Berdasarkan teorema *trace*, misalkan  $\mathbf{a}$  adalah vektor  $1 \times n$  dan  $\mathbf{B}$  adalah matriks  $n \times n$  maka berlaku  $\text{tr}(\mathbf{aB}\mathbf{a}') = \text{tr}(\mathbf{a}'\mathbf{aB}) = \text{tr}(\mathbf{B}\mathbf{a}'\mathbf{a})$ , sehingga

$$L(\mathbf{Z}|\boldsymbol{\phi}, \Sigma) = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{Nm}{2}} |\Sigma|^{\frac{N}{2}}} \exp\left\{-\frac{1}{2} \sum_{t=1}^N \text{tr}[\Sigma^{-1} (\mathbf{Z}_t - \mathbf{Y}_t \boldsymbol{\phi})' (\mathbf{Z}_t - \mathbf{Y}_t \boldsymbol{\phi})]\right\} \quad (2.57)$$

*trace* dari jumlah matriks sama dengan jumlah dari *trace* matriksnya maka berlaku,

$$L(\mathbf{Z}|\boldsymbol{\phi}, \Sigma) = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{Nm}{2}} |\Sigma|^{\frac{N}{2}}} \exp\left\{-\frac{1}{2} \text{tr}\left[\sum_{t=1}^N \Sigma^{-1} (\mathbf{Z}_t - \mathbf{Y}_t \boldsymbol{\phi})' (\mathbf{Z}_t - \mathbf{Y}_t \boldsymbol{\phi})\right]\right\} \quad (2.58)$$

karena persamaan  $\sum_{t=1}^N \Sigma^{-1} (\mathbf{Z}_t - \mathbf{Y}_t \boldsymbol{\phi})' (\mathbf{Z}_t - \mathbf{Y}_t \boldsymbol{\phi})$  pada eksponen dari persamaan (2.58) dapat ditulis dalam bentuk matriks menjadi  $\Sigma^{-1} (\mathbf{Z} - \mathbf{Y}\boldsymbol{\phi})' (\mathbf{Z} - \mathbf{Y}\boldsymbol{\phi})$  maka diperoleh,

$$L(\mathbf{Z}|\boldsymbol{\phi}, \Sigma) = (2\pi)^{-\frac{Nm}{2}} |\Sigma|^{-\frac{N}{2}} \exp\left\{-\frac{1}{2} \text{tr}[\Sigma^{-1} (\mathbf{Z} - \mathbf{Y}\boldsymbol{\phi})' (\mathbf{Z} - \mathbf{Y}\boldsymbol{\phi})]\right\} \quad (2.59)$$



dengan memisalkan  $\mathbf{S}(\boldsymbol{\phi}) = (\mathbf{Z} - \mathbf{Y}\boldsymbol{\phi})'(\mathbf{Z} - \mathbf{Y}\boldsymbol{\phi})$ , maka fungsi log-likelihood untuk model VAR adalah

$$\ell(\mathbf{Z}|\boldsymbol{\phi}, \Sigma) = -\frac{Nm}{2} \ln(2\pi) - \frac{N}{2} \ln(|\Sigma|) - \frac{1}{2} \text{tr}[\Sigma^{-1}\mathbf{S}(\boldsymbol{\phi})] \quad (2.60)$$

Karena parameter  $\boldsymbol{\phi}$  muncul pada periode terakhir  $\ell(\mathbf{Z}|\boldsymbol{\phi}, \Sigma)$  maka memaksimumkan fungsi  $\ell(\mathbf{Z}|\boldsymbol{\phi}, \Sigma)$  sama dengan meminimumkan  $\mathbf{S}(\boldsymbol{\phi})$ . Akibatnya, pendugaan parameter  $\boldsymbol{\phi}$  menggunakan metode *maximum likelihood* sama dengan pendugaan metode *least square* (Tsay,2014). Apabila fungsi log-likelihood diturunkan terhadap parameter  $\boldsymbol{\phi}$  akan diperoleh:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ell(\mathbf{Z}|\boldsymbol{\phi}, \Sigma)}{\partial \boldsymbol{\phi}} &= 0 \\ &= -2\Sigma^{-1}\mathbf{Y}'\mathbf{Z} + \Sigma^{-1}\mathbf{Y}'\mathbf{Y}\hat{\boldsymbol{\phi}} \\ \hat{\boldsymbol{\phi}} &= (\mathbf{Y}'\mathbf{Y})^{-1}\mathbf{Y}'\mathbf{Z} \end{aligned} \quad (2.61)$$

kemudian apabila fungsi *likelihood* diturunkan terhadap parameter  $\Sigma$  maka akan diperoleh:

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ell(\mathbf{Z}|\boldsymbol{\phi}, \Sigma)}{\partial \Sigma} &= 0 \\ &= -\frac{Nk}{2} (\hat{\Sigma}^{-1})' + \frac{1}{2} [\hat{\Sigma}^{-1}\mathbf{S}(\boldsymbol{\phi})\hat{\Sigma}^{-1}]' \\ N\hat{\Sigma}^{-1} &= \hat{\Sigma}^{-1}\mathbf{S}(\boldsymbol{\phi})\hat{\Sigma}^{-1} \\ \hat{\Sigma}^{-1} &= \frac{\mathbf{S}(\boldsymbol{\phi})}{N} \\ \hat{\Sigma}^{-1} &= \frac{(\mathbf{Z} - \mathbf{Y}\boldsymbol{\phi})'(\mathbf{Z} - \mathbf{Y}\boldsymbol{\phi})}{T - p} \end{aligned} \quad (2.62)$$

#### 2.5.4 Uji Signifikansi

Hipotesis yang melandasi pengujian parameter  $\boldsymbol{\phi}$  adalah:

$H_0 : \phi_i = 0$  (parameter tidak signifikan) vs

$H_1 : \phi_i \neq 0$  (parameter signifikan)

di mana,

$i = 1, 2, 3, \dots, p$

dengan rumus statistik uji  $t$  menurut Wei (2006) sebagai berikut:

$$t = \frac{\hat{\phi}_i}{S(\hat{\phi}_i)} \quad (2.63)$$

Pengujian signifikansi dilakukan dengan membandingkan statistik uji  $t$  dengan titik kritis atau  $p$ -value dengan  $\alpha$ . Kaidah pengambilan keputusan dikatakan menolak  $H_0$  apabila statistik uji  $|t| > t_{\frac{\alpha}{2}(T-b)}$  atau  $p$ -value  $< \alpha$  dengan  $T$  adalah banyaknya observasi dan  $b$  adalah banyaknya parameter.

### 2.5.5 Pemilihan Model Terbaik

Apabila terdapat beberapa model yang layak, maka harus dipilih salah satu model terbaik dalam mempresentasikan data. Salah satu kriteria yang digunakan dalam menentukan model terbaik adalah AICc (*The Corrected Akaike's Information Criterion*). Model terbaik adalah model yang memiliki nilai AIC terkecil. Berikut adalah persamaan untuk menghitung nilai AIC pada VAR( $p$ ) proses (Lütkepohl, 2005).

$$AIC = \ln|\tilde{\Sigma}_\epsilon| + \frac{2k}{T} \tag{2.64}$$

di mana  $k$  adalah banyaknya parameter yang diduga,  $T$  adalah banyak observasi dan  $\tilde{\Sigma}_\epsilon$  adalah penduga *maximum likelihood* dari  $\Sigma_\epsilon$  (matriks kovarian *white noise proses*). Jika model mengandung intersep atau konstanta maka  $k = p+q+1$ . Sedangkan jika model tidak mengandung intersep atau konstanta maka  $k = p+q$ . Apabila ukuran sampel terbatas digunakan AICc, yaitu nilai AIC yang telah terkoreksi.

$$AICc = AIC + \frac{2(k+1)(k+2)}{n-k-2} \tag{2.65}$$

dengan  $n$  merupakan ukuran sampel. Jika nilai  $k$  yang semakin besar atau parameter yang diduga semakin banyak, maka penggunaan AICc lebih baik dibanding dengan menggunakan nilai AIC. Misalnya ketika  $n$  tidak lebih dari  $k^2$ . Namun apabila  $n$  semakin besar, nilai AICc akan konvergen ke nilai AIC, sehingga AICc dapat dihiraukan.

## 2.6 Pemodelan *Seasonal Vector Autoregressive*

### 2.6.1 Model *Seasonal Vector Autoregressive*

Pemodelan deret waktu multivariat dengan data musiman sama dengan pemodelan data deret waktu univariat dengan data musiman karena pemodelan data deret waktu multivariat merupakan pengembangan dari pemodelan data deret waktu univariat. Perbedaannya terdapat pada banyaknya variabel yang digunakan.

Jika  $Z_t = [Z_{1,t}, Z_{2,t}, Z_{3,t}, \dots, Z_{m,t}]^T$  merupakan vektor berdimensi- $m$ , maka  $Z_t$  dapat direpresentasikan dengan menggunakan model *Seasonal Vector Autoregressive* (*Seasonal VAR(p)(P)<sub>s</sub>*) sebagai berikut (Yozgatligil dan Wei, 2009):

$$\Phi(B)^s \phi(B)Z_t = \epsilon_t \tag{2.66}$$

atau

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \Phi_1 Z_{t-s} + \phi_1 \Phi_1 Z_{t-s-1} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + \Phi_p Z_{t-s} + \phi_p \Phi_p Z_{t-s-1} + \epsilon_t \tag{2.67}$$

di mana,

$$\phi(B) = I_m - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p$$



$$\Phi(B^s) = I_m - \Phi_1 B^s - \dots - \Phi_p B^{Ps}$$

$I_m$  : matriks identitas berdimensi  $m$

$B$  : matriks polinomial pada operator pembedaan,  $B^j V_t = V_{t-j}$  untuk semua bilangan integer  $j$  dan vector  $V_t$

$\Phi_s, \phi_p$  : matriks koefisien parameter *autoregressive* berukuran  $(m \times m)$

$\varepsilon_t$  : proses *Gaussian white-noise* dengan rata-rata vector  $\mathbf{0}$  dan matriks kovarian  $\Omega = I$  vektor galat pada waktu ke- $t$  berukuran  $(m \times 1)$

### 2.6.2 Identifikasi Ordo

Karakteristik model *Seasonal VAR* dapat dilihat pada MPACF seperti yang ditunjukkan pada persamaan (2.61). Namun, dalam pengidentifikasian orde analisis deret waktu multivariat akan sulit ketika dimensi dari vektor meningkat maka matriks semakin kompleks. Tiao dan Box (1981) dalam Wei (2006) memberikan metode dengan menggunakan simbol yang digunakan berupa memberikan simbol (+), (-), dan ( $\cdot$ ) pada posisi  $(i,j)$  dari matriks korelasi sampelnya. Arti dari masing-masing simbol dapat dilihat pada Tabel 2.2 pada subbab sebelumnya.

Dalam pengidentifikasian orde model *Seasonal VAR* dapat dilakukan dengan melihat pola pada plot yang mengindikasikan adanya fenomena musiman. Jika setiap *lag* ke- $s$  pada MPACF signifikan dan menunjukkan pola berulang, maka diindikasikan bahwa periode musiman pada  $s$  (Yozgatligil dan Wei, 2009). Ciri-ciri MPACF pada proses *Seasonal VAR*( $p$ )( $P$ ) $_s$  yaitu *cut off* setelah *lag* ( $P$ ) $_s$ . Sebagai contoh pada skema MPACF menunjukkan bahwa model yang terbentuk adalah *Seasonal VAR*(1)(1) $_s$ . Plot MPACF mengindikasikan fenomena musiman berada pada periode 6, maka model yang terbentuk adalah *Seasonal VAR*(1)(1) $_6$ .

### 2.6.3 Pendugaan Parameter

Pendugaan parameter model *Seasonal VAR* berbeda dengan pendugaan model *VAR*. Hal ini dikarenakan pada model *Seasonal VAR* terdapat unsur musiman dalam pendugaan parameternya. Pendugaan parameter *Seasonal VAR*( $p$ )( $P$ ) $_s$  diduga dengan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE).

Apabila diketahui proses *Seasonal VAR*( $p$ )( $P$ ) $_s$  seperti persamaan (2.61), maka untuk mengetahui implikasi dari pendugaan parameter model *Seasonal VAR*( $p$ )( $P$ ) $_s$  dapat diilustrasikan dengan dimisalkan orde  $p = 1, P = 1$ , sehingga terbentuk model *Seasonal VAR*(1)(1) $_s$  sebagai berikut:

$$\begin{aligned} \Phi(B)^s \phi(B) Z_t &= \varepsilon_t \\ (I - \Phi_1(B)^s)(I - \phi_1(B)) Z_t &= \varepsilon_t \\ Z_t - \phi_1 Z_{t-1} - \Phi_1 Z_{t-s} + \Phi_1 \phi_1 Z_{t-s-1} &= \varepsilon_t \end{aligned}$$



di mana  $\boldsymbol{\varepsilon}_t$  adalah proses *Gaussian white-noise* dengan rata-rata *vector* 0 dan matriks kovarian  $\boldsymbol{\Omega} = \mathbf{I}$ . Misal diasumsikan bahwa nilai  $\boldsymbol{\phi}_1$  diketahui, dengan  $T$  observasi,  $\mathbf{Z} = [\mathbf{Z}_1, \dots, \mathbf{Z}_T]$ , maka fungsi *likelihood* untuk  $\boldsymbol{\Phi}_1$  pada persamaan (2.77) dapat ditulis sebagai berikut:

$$\ell(\boldsymbol{\Phi}_1|\mathbf{Z}) \propto \exp \left\{ -\frac{1}{2} \text{tr} \sum_{t=1}^T (\mathbf{Z}_t - \boldsymbol{\phi}_1 \mathbf{Z}_{t-1} - \boldsymbol{\Phi}_1 \mathbf{Z}_{t-s} + \boldsymbol{\Phi}_1 \boldsymbol{\phi}_1 \mathbf{Z}_{t-s-1}) \times (\mathbf{Z}_t - \boldsymbol{\phi}_1 \mathbf{Z}_{t-1} - \boldsymbol{\Phi}_1 \mathbf{Z}_{t-s} + \boldsymbol{\Phi}_1 \boldsymbol{\phi}_1 \mathbf{Z}_{t-s-1})' \right\} \quad (2.68)$$

Dari persamaan (2.61) MLE dari  $\boldsymbol{\Phi}_1$  adalah sebagai berikut (Yozgatligil dan Wei, 2009):

$$\frac{\partial \ell(\boldsymbol{\Phi}_1|\mathbf{Z})}{\partial \boldsymbol{\Phi}_1} = 0 \Leftrightarrow \hat{\boldsymbol{\Phi}}_1 = [\sum_{t=1}^n (\mathbf{Z}_t \mathbf{Z}'_{t-s} - \boldsymbol{\phi}_1 \mathbf{Z}_{t-1} \mathbf{Z}'_{t-s} - \mathbf{Z}_t \mathbf{Z}'_{t-s-1} \boldsymbol{\phi}'_1 + \boldsymbol{\phi}_1 \mathbf{Z}_{t-1} \mathbf{Z}'_{t-s} \boldsymbol{\phi}'_1)] \times [\sum_{t=1}^n (\mathbf{Z}_t \mathbf{Z}'_{t-s} - \boldsymbol{\phi}_1 \mathbf{Z}_{t-1} \mathbf{Z}'_{t-s} - \mathbf{Z}_t \mathbf{Z}'_{t-s-1} \boldsymbol{\phi}'_1 + \boldsymbol{\phi}_1 \mathbf{Z}_{t-1} \mathbf{Z}'_{t-s} \boldsymbol{\phi}'_1)]^{-1} \quad (2.69)$$

#### 2.6.4 Uji Signifikansi Parameter

Hipotesis yang melandasi pengujian parameter  $\Phi$  adalah:

$H_0 : \Phi_i = 0$  (parameter tidak signifikan) vs

$H_1 : \Phi_i \neq 0$  (parameter signifikan)

untuk  $i = 1, 2, 3, \dots, P$ .

dengan rumus statistik uji  $t$  menurut Wei (2006) sebagai berikut:

$$t = \frac{\hat{\Phi}_i}{S(\hat{\Phi}_i)} \quad (2.70)$$

Pengujian signifikansi dilakukan dengan membandingkan statistik uji  $t$  dengan titik kritis atau  $p$ -value dengan  $\alpha$ . Dипutuskan menolak  $H_0$  apabila statistik uji  $|t| > t_{\frac{\alpha}{2}(T-b)}$  atau  $p$ -value  $< \alpha$  dengan  $T$  adalah banyaknya observasi dan  $b$  adalah banyaknya parameter.

#### 2.6.5 Pemilihan Model Terbaik

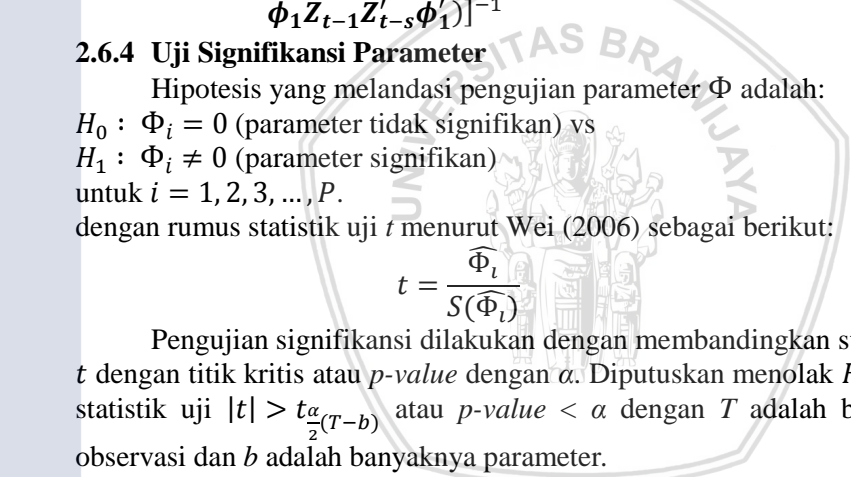
Dalam pemilihan model terbaik, kriteria yang digunakan adalah *Akaike's Information Criterion* (AIC). Kriteria ini menitikberatkan pada parameter model, yakni semakin sedikit parameter yang digunakan maka semakin baik dengan rumus (Yozgatligil dan Wei, 2009) sebagai berikut:

$$AIC = \ln|\hat{\boldsymbol{\Omega}}| + \frac{2m^2(p+q+P+Q)}{T}$$

$$AIC = \ln|\hat{\boldsymbol{\Omega}}| + \frac{2m^2(M)}{T} \quad (2.71)$$

di mana,

$\hat{\boldsymbol{\Omega}}$  : matriks ragam sisaan



$T$  : banyaknya observasi  
 $m$  : dimensi matriks  
 $M$  : banyaknya parameter

## 2.7 Diagnostik Sisaan

Diagnostik model digunakan untuk menunjukkan kelayakan model. Memeriksa kelayakan model dengan memeriksa apakah asumsi model terpenuhi.

### 2.7.1 Asumsi Non Autokorelasi

Asumsi yang paling dasar adalah sisaan bersifat *white noise*, yaitu memiliki rata-rata nol dan ragam yang konstan yaitu ( $\sigma^2$ ). Untuk mengetahui sisaan bersifat *white noise* atau tidak dapat dilihat pada plot ACF sisaan. Apabila tidak ada autokorelasi dari sisaan yang signifikan pada batas  $0 \pm \frac{2}{\sqrt{n}}$  maka dapat disimpulkan sisaan bersifat *white noise*. Autokorelasi adalah suatu kejadian ketika kovarian dan korelasi antar sisaan tidak sama dengan nol (Gujarati, 2009). Autokorelasi sering terjadi pada data deret waktu, karena urutan pengamatan memiliki makna, sisaan pada satu periode mempengaruhi sisaan pada periode yang lain, dan terutama pada periode dengan jarak pendek.

Model yang layak adalah model yang tidak terdapat autokorelasi pada sisaan. Uji kelayakan model dapat dilakukan menggunakan statistik uji multivariat *Ljung-Box* (Q) yang mengikuti distribusi  $\chi_{m^2(k-i)}^2$  (Lütkepohl, 2005).

Hipotesis statistik uji *Ljung-Box* yang digunakan sebagai berikut:

$H_0 : \mathbf{R}_k = (R_1, \dots, R_k) = 0$  (semua autokorelasi sisaan *lag* ke- $k$  tidak nyata) vs

$H_1 : \mathbf{R}_k \neq 0$  (terdapat autokorelasi sisaan hingga *lag* ke- $k$  yang tidak nyata)

Rumus statistik uji multivariat *Ljung-Box* sebagai berikut:

$$\begin{aligned}
 \bar{Q}_k &= N \sum_{i=1}^k \text{tr}(\hat{\mathbf{R}}_i' \hat{\mathbf{R}}_0^{-1} \hat{\mathbf{R}}_i \hat{\mathbf{R}}_0^{-1}) \\
 \bar{Q}_k &= N \sum_{i=1}^k \text{tr}(\hat{\mathbf{R}}_i' \hat{\mathbf{R}}_0^{-1} \hat{\mathbf{R}}_i \hat{\mathbf{R}}_0^{-1} \hat{\mathbf{D}}^{-1} \hat{\mathbf{D}}) \\
 \bar{Q}_k &= N \sum_{i=1}^k \text{tr}(\hat{\mathbf{D}} \hat{\mathbf{R}}_i' \hat{\mathbf{D}} \hat{\mathbf{D}}^{-1} \hat{\mathbf{R}}_0^{-1} \hat{\mathbf{D}}^{-1} \hat{\mathbf{D}} \hat{\mathbf{R}}_i \hat{\mathbf{D}} \hat{\mathbf{D}}^{-1} \hat{\mathbf{R}}_0^{-1} \hat{\mathbf{D}}^{-1}) \\
 \bar{Q}_k &= N \sum_{i=1}^k \text{tr}(\hat{\mathbf{C}}_i' \hat{\mathbf{C}}_0^{-1} \hat{\mathbf{C}}_i \hat{\mathbf{C}}_0^{-1}) \\
 \bar{Q}_k &= N^2 \sum_{i=1}^k (N-i)^{-1} \text{tr}(\hat{\mathbf{C}}_i' \hat{\mathbf{C}}_0^{-1} \hat{\mathbf{C}}_i \hat{\mathbf{C}}_0^{-1})
 \end{aligned} \tag{2.72}$$

dengan

$\hat{\mathbf{C}}_i = \frac{1}{n} \sum_{t=i+1}^n \boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}'_{t-i}$  adalah matriks autokovarian sampel pada sisaan, berukuran ( $m \times m$ ) dan  $\hat{\mathbf{C}}_0^{-1} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}'_t$  adalah matriks autokovarian sampel *time lagged* 0 pada sisaan berukuran ( $m \times m$ ).

di mana,

$\mathbf{R}_k$  : matriks autokorelasi pada lag ke- $k$

$\mathbf{D}$  : matriks diagonal

$\boldsymbol{\varepsilon}_t$  : vektor sisaan dari model

$n$  : banyak observasi

$k$  : lag maksimum

$i$  : banyak parameter yang diduga

Pengujian kelayakan model dilakukan dengan membandingkan nilai  $p$ -value dari statistik uji dengan taraf nyata sebesar  $\alpha$ . Apabila  $p$ -value  $\leq \alpha$  maka  $H_0$  ditolak, artinya bahwa model tidak layak. Sedangkan jika  $p$ -value bernilai  $> \alpha$  maka  $H_0$  diterima, artinya model layak.

### 2.7.2 Asumsi Normalitas Multivariat

Asumsi selanjutnya adalah sisaan harus bersifat normal multivariat. Uji normalitas sisaan bertujuan untuk menjelaskan kecukupan model. Uji normalitas dapat dilakukan dengan Uji Jarque Bera dengan hipotesis sebagai berikut:

$H_0$  : Sisaan berdistribusi normal multivariat vs

$H_1$  : Sisaan tidak berdistribusi normal multivariat

Sebagai contoh  $\mathbf{z}_1, \mathbf{z}_2, \dots, \mathbf{z}_T$  adalah sampel berukuran  $T$  dari suatu populasi multivariat yang berdimensi  $m \times 1$ . Dimisalkan  $\bar{\mathbf{z}}$  dan  $\mathbf{S}$  adalah vektor rata-rata dan matriks kovarian sampel yang dirumuskan sebagai berikut (Koizumi, dkk. 2009) :

$$\bar{\mathbf{z}} = \frac{1}{T} \sum_{j=1}^T \mathbf{z}_j \quad (2.73)$$

dan

$$\mathbf{S} = \frac{1}{T} \sum_{j=1}^T (\mathbf{z}_j - \bar{\mathbf{z}})(\mathbf{z}_j - \bar{\mathbf{z}})' \quad (2.74)$$

Mardia (1970) dalam Koizum, dkk. (2009) telah mendefinisikan *skewness* dan *kurtosis* dari sampel secara berturut-turut sebagai berikut:

$$\mathbf{b}_{M,1} = \frac{1}{T^2} \sum_{i=1}^T \sum_{j=1}^T \{(\mathbf{z}_j - \bar{\mathbf{z}})' \mathbf{S}^{-1} (\mathbf{z}_j - \bar{\mathbf{z}})\}^3 \quad (2.75)$$

$$\mathbf{b}_{M,2} = \frac{1}{T} \sum_{j=1}^T \{(\mathbf{z}_j - \bar{\mathbf{z}})' \mathbf{S}^{-1} (\mathbf{z}_j - \bar{\mathbf{z}})\}^2 \quad (2.76)$$

di mana *skewness* multivariat sampel yaitu  $Z_{M,1} = \frac{T}{6}b_{M,1}$  berdistribusi  $\chi^2$  secara asimtotik dan *kurtosis* multivariat sampel yaitu  $Z_{M,2} = \sqrt{\frac{T}{8m(m+2)}}(b_{M,2} - m(m+1))$  berdistribusi asimtotik  $N(0,1)$  dengan derajat bebas  $f \equiv \frac{m(m+1)(m+2)}{6}$ .

Berdasarkan persamaan (2.75) dan (2.76) Mardia (1974) dalam Koizumi, dkk. (2009) menganggap perkiraan statistik uji  $Z_{M,1}$  dan  $Z_{M,2}$  dapat diubah menjadi persamaan berikut:

$$Z_{M,1}^* = \frac{n}{6}b_{M,1} \frac{(m+1)(T+1)(T+3)}{T\{(T+1)(m+1) - 6\}} \sim \chi_f^2 \quad (2.77)$$

dan

$$Z_{M,2}^* = \frac{\sqrt{(T+3)(T+5)\{(T+1)b_{M,2} - m(m+2)(n-1)\}}}{\sqrt{8m(m+2)(m-3)(T-m-1)(T-p+1)}} \sim N(0,1) \quad (2.78)$$

Dengan demikian, statistik *Jarque-Bera* multivariat adalah sebagai berikut:

$$MJB_M^* = Z_{M,1}^* + Z_{M,2}^{*2} \quad (2.79)$$

berdistribusi  $\chi_{f+1}^2$  secara asimtotik.

Pengujian normalitas multivariat menggunakan Uji *Jarque-Bera* dilakukan dengan membandingkan hasil *Jarque-Bera* multivariat ( $MJB_M^*$ ) dengan  $\chi_{f+1}^2$ . Jika  $MJB_M^* > \chi_{f+1}^2$  maka tolak  $H_0$ , sedangkan jika  $MJB_M^* \leq \chi_{f+1}^2$  maka terima  $H_0$ .

## 2.8 Pemodelan *Structural Vector Autoregressive*

### 2.8.1 Model *Structural Vector Autoregressive*

*Structural Vector Autoregressive* (SVAR) merupakan pengembangan model VAR. Menurut Amisano (1997) pada model VAR tidak ada penjelasan tentang hubungan instan antar variabel. Hubungan instan secara alami tersembunyi dalam struktur korelasi matriks  $\Sigma$  dan tidak diinterpretasikan. Enders (2015), memisalkannya pada persamaan bivariat sebagai persamaan struktural VAR(1) berikut:

$$x_t = b_{10} - b_{12}y_t + \gamma_{11}x_{t-1} + \gamma_{12}y_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (2.80)$$

$$y_t = b_{20} - b_{21}x_t + \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{21}x_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (2.81)$$

Diasumsikan bahwa  $x_t$  dan  $y_t$  stasioner;  $\varepsilon_{1t}$  dan  $\varepsilon_{2t}$  bersifat *white noise* dengan standar deviasi masing-masing adalah  $\sigma_x$  dan  $\sigma_y$ ; dan antara  $\varepsilon_{1t}$  dan  $\varepsilon_{2t}$  tidak saling berkorelasi.

Persamaan (2.80) dan (2.81) menunjukkan model VAR orde pertama karena panjang *lag* terpanjang adalah satu kesatuan. Orde pertama dengan dua variabel model VAR berguna untuk menggambarkan sistem orde

multivariat yang lebih tinggi. Struktur sistem VAR menggambarkan hubungan timbal balik karena antara  $x_t$  dan  $y_t$  dapat saling mempengaruhi. Sebagai contoh,  $-b_{12}$  adalah efek kontemporer dari perubahan  $y_t$  pada  $x_t$  dan  $\gamma_{12}$  adalah efek dari perubahan  $y_{t-1}$  pada  $x_t$ . Jika  $b_{21}$  tidak sama dengan nol,  $\varepsilon_{1t}$  memiliki efek kontemporer tidak langsung pada  $y_t$  dan jika  $b_{12}$  tidak sama dengan nol,  $\varepsilon_{2t}$  memiliki efek kontemporer tidak langsung pada  $x_t$ . Sistem seperti itu dapat digunakan untuk mendapatkan efek timbal balik.

Persamaan (2.80) dan (2.81) tidak dapat diduga dengan metode *Ordinary Least Square* (OLS) karena  $x_t$  memiliki efek kontemporer pada  $y_t$  dan  $y_t$  memiliki efek kontemporer pada  $x_t$ . Efek kontemporer terjadi akibat adanya pengaruh *lagged* pada variabel  $y_t$  terhadap  $x_t$ . Begitu pula adanya *lagged* pada variabel  $x_t$  memberikan pengaruh terhadap  $y_t$ . Pendugaan dengan metode OLS akan menjadi bias pada persamaan simultan, karena regresor dan galatnya akan berkorelasi (Enders, 2015). Berikut adalah persamaan simultan yang terbentuk dari persamaan (2.80) dan (2.81):

$$\begin{aligned} x_t &= y_t \\ b_{10} - b_{12}y_t + \gamma_{11}x_{t-1} + \gamma_{12}y_{t-1} + \varepsilon_{1t} &= b_{20} - b_{21}x_t + \\ \gamma_{21}y_{t-1} + \gamma_{22}x_{t-1} + \varepsilon_{2t} \end{aligned} \tag{2.82}$$

Kenaikan  $\varepsilon_{it}$  akan menaikkan  $x_t$ . Kenaikan  $x_t$  menyebabkan kenaikan  $y_t$ . Jika  $y_t$  naik, maka  $x_t$  akan naik, sehingga  $\varepsilon_{it}$  berkorelasi dengan salah satu variabel penjelas pada persamaan (2.82). Permasalahan galat berkorelasi dengan variabel penjelas dapat ditangani dengan mentransformasi sistem persamaan menjadi bentuk aljabar matriks sebagai berikut (Enders, 2015):

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

atau

$$Bz_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 z_{t-1} + \varepsilon_t \tag{2.83}$$

dengan

$$\begin{aligned} B &= \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}, z_t = \begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix}, \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}, \\ \Gamma_1 &= \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}, z_{t-1} = \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix}, \varepsilon = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \end{aligned}$$

Untuk menormalkan vektor pada sisi kiri dari persamaan (2.83) maka dilakukan *premultiplication matrix*  $B^{-1}$ , sehingga diperoleh model VAR dalam bentuk standar sebagai berikut:

$$Z_t = A_0 + A_1 Z_{t-1} + e_t \tag{2.84}$$

di mana  $A_i = B^{-1}\Gamma_i$ , dan  $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$ .



Secara umum bentuk SVAR pada lag- $p$  dengan intersep dapat ditulis dalam persamaan (2.85):

$$\mathbf{B}\mathbf{Z}_t = \mathbf{\Gamma}_0 + \mathbf{\Gamma}_1\mathbf{Z}_{t-1} + \mathbf{\Gamma}_2\mathbf{Z}_{t-2} + \dots + \mathbf{\Gamma}_p\mathbf{Z}_{t-p} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (2.85)$$

dengan

$$\mathbf{B} = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}$$

di mana,

$\mathbf{Z}_t$  : vektor  $n$  variabel dalam SVAR berukuran ( $n \times 1$ )

$\mathbf{\Gamma}_0$  : vektor intersep berukuran ( $n \times 1$ )

$\mathbf{\Gamma}_i$  : matriks koefisien dalam SVAR berukuran ( $n \times n$ ), untuk  $i = 1, 2, 3, \dots$

$\boldsymbol{\varepsilon}_t$  : vektor galat dalam SVAR berukuran ( $n \times 1$ )

Bentuk SVAR pada lag- $p$  tanpa intersep yaitu:

$$\mathbf{B}\mathbf{Z}_t = \mathbf{\Gamma}_1\mathbf{Z}_{t-1} + \mathbf{\Gamma}_2\mathbf{Z}_{t-2} + \dots + \mathbf{\Gamma}_p\mathbf{Z}_{t-p} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (2.86)$$

dengan

$$\mathbf{B} = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}$$

di mana,

$\mathbf{Z}_t$  : vektor  $n$  variabel dalam SVAR berukuran ( $n \times 1$ )

$\mathbf{\Gamma}_i$  : matriks koefisien dalam SVAR berukuran ( $n \times n$ )

$\boldsymbol{\varepsilon}_t$  : vektor galat dalam SVAR berukuran ( $n \times 1$ )

Menurut Amisano (1997) untuk mendekati model Struktural VAR terdapat tiga cara berbeda dalam menyusun model VAR. Tiga cara tersebut yaitu model K, model C dan model AB. Model K dan model C merupakan model kasus khusus sedangkan model AB adalah model yang sering digunakan.

### 2.8.1.1 Model-K

Apabila  $\mathbf{K}$  adalah matriks *invertible* (matriks persegi panjang berukuran ( $n \times n$ ) dan dapat dibalik), maka menurut Amisano (1997):

$$\mathbf{K}\boldsymbol{\Phi}(\mathbf{B})\mathbf{Z}_t = \mathbf{K}\boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (2.87)$$

di mana,

$$\mathbf{K}\boldsymbol{\varepsilon}_t = \mathbf{e}_t$$

$$E(\mathbf{e}_t) = \mathbf{0}$$

$$E(\mathbf{e}_t\mathbf{e}_t') = \mathbf{I}$$

Menurut Amisano (1997), premultiplikasi matriks  $\mathbf{K}$  pada  $\boldsymbol{\varepsilon}_t$  menghasilkan vektor  $\mathbf{e}_t$  yang merupakan gangguan (*shock*) ortonormalisasi (matriks kovariansnya tidak hanya diagonal tetapi juga sama dengan matriks  $\mathbf{I}$ ). Korelasi kontemporer di antara pada  $\mathbf{Z}_t$  dimodelkan dengan spesifikasi

matriks- $\mathbf{K}$  yang *invertible*. Model- $\mathbf{K}$  struktural dapat dianggap sebagai bentuk struktural tertentu dengan vektor gangguan (*shock*) ortonormal.

Untuk memperoleh model *Structural VAR* maka dilakukan pembatasan. Banyaknya pembatasan yang digunakan untuk menduga parameter yaitu  $\frac{n(n+1)}{2}$  pembatasan non linier pada matriks  $\mathbf{K}$ . Apabila matriks varian kovarian dari  $\boldsymbol{\varepsilon}_t$  diketahui maka diketahui (Amisano, 1997):

$$\begin{aligned} \mathbf{K}\boldsymbol{\varepsilon}_t &= \mathbf{e}_t \\ \mathbf{K}\boldsymbol{\varepsilon}_t\boldsymbol{\varepsilon}_t'\mathbf{K} &= \mathbf{e}_t\mathbf{e}_t' \\ \mathbf{K}\boldsymbol{\Sigma}\mathbf{K} &= \mathbf{I} \end{aligned} \quad (2.88)$$

### 2.8.1.2 Model-C

Menurut Amisano (1997) apabila diketahui  $\mathbf{C}$  merupakan matriks *invertible* (matriks persegi panjang berukuran  $(n \times n)$  dan dapat dibalik), maka model *Structural VAR* dapat ditulis:

$$\boldsymbol{\Phi}(\mathbf{B})\mathbf{Z}_t = \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (2.89)$$

di mana

$$\boldsymbol{\varepsilon}_t = \mathbf{C}\mathbf{e}_t$$

$$\mathbf{E}(\mathbf{e}_t) = \mathbf{0}$$

$$\mathbf{E}(\mathbf{e}_t\mathbf{e}_t') = \mathbf{I}$$

Dalam model *Structural VAR* khusus pada persamaan (2.82) memiliki bentuk struktural di mana tidak terdapat hubungan instan di antara variabel endogen secara eksplisit yang dimodelkan. Setiap variabel dalam sistem dipengaruhi oleh satu set gangguan (*shock*) ortonormal yang efeknya secara eksplisit dimodelkan melalui matriks  $\mathbf{C}$  (Amisano, 1997).

Menurut Sims (1988) dalam Amisano (1997), tidak ada alasan teoritis untuk menganggap bahwa  $\mathbf{C}$  harus merupakan matriks persegi yang sama seperti  $\mathbf{K}$ . Apabila  $\mathbf{C}$  adalah matriks persegi, jumlah gangguan (*shock*) yang diubah secara independen (ortonormal) akan sama dengan jumlah persamaan. Dalam hal ini matriks  $\mathbf{C}$  akan menjadi matriks berukuran  $(n \times m)$ , dengan  $m$  jauh lebih besar dari  $n$ .

Menurut Amisano (1997) vektor  $\boldsymbol{\varepsilon}_t$  dianggap dihasilkan dari kombinasi linier gangguan (*shock*) independen (ortonormal) yang selanjutnya dianggap sebagai  $\mathbf{e}_t$ . Hal ini memiliki arti yang berbeda dengan model- $\mathbf{K}$ , di mana hubungan instan antara variabel endogen dimodelkan secara eksplisit.

Untuk memperoleh model  $\mathbf{C}$  *Structural VAR* maka dilakukan pembatasan. Banyaknya pembatasan yang digunakan untuk menduga parameter yaitu  $\frac{n(n+1)}{2}$  pembatasan non linier pada matriks  $\mathbf{C}$ .



Menurut Amisano (1997) apabila  $\Sigma$  diketahui maka:

$$\begin{aligned} \varepsilon_t \varepsilon_t' &= C e_t \\ \Sigma &= C e_t e_t' C' \\ &= C C' \end{aligned} \quad (2.90)$$

### 2.8.1.3 Model-AB

Apabila diketahui  $A$ ,  $B$  merupakan matriks *invertible* (matriks persegi panjang berukuran  $(n \times n)$  dan dapat dibalik), maka model *Structural VAR* bentuk model AB dapat ditulis (Amisano, 1997):

$$\begin{aligned} A\Phi(B)Z_t &= A\varepsilon_t \\ A\varepsilon_t &= B e_t \end{aligned} \quad (2.91)$$

di mana

$$E(e_t) = 0$$

$$E(e_t e_t') = I$$

Menurut Amisano (1997) dalam model *Structural VAR* pada persamaan (2.91) memungkinkan untuk memodelkan secara eksplisit hubungan langsung antara variabel endogen dan efek dari guncangan (*shock*) ortonormal yang terjadi pada sistem. Premultiplikasi matriks  $A$  pada  $\varepsilon_t$  menghasilkan vektor baru yaitu  $A\varepsilon_t$ . Kombinasi linier (melalui matriks  $B$ ) dari gangguan (*shock*) ortonormal yang disebut  $e_t$ . Dapat diketahui bahwa model AB dapat dilihat sebagai parameterisasi paling umum, berbeda dengan model C dan model K sebagai kasus khusus.

Model C dapat dilihat sebagai kasus khusus dari model AB, di mana matriks  $A$  dipilih untuk menjadi matriks identitas ( $I$ ), dan model K sesuai dengan model AB dengan matriks  $B$  adalah matriks diagonal.

Untuk memperoleh model *Structural VAR* bentuk  $AB$  maka dilakukan pembatasan. Banyaknya pembatasan yang digunakan untuk menduga parameter yaitu  $\frac{n(n+1)}{2}$  pembatasan non linier pada matriks  $AB$ . Apabila matriks varian kovarian  $\Sigma$  diketahui maka diketahui (Amisano, 1997):

$$\begin{aligned} A\varepsilon_t &= B e_t \\ A\varepsilon_t \varepsilon_t' A' &= B B' \end{aligned} \quad (2.92)$$

### 2.8.2 Pendugaan Parameter

Untuk menormalkan vektor pada sisi kiri dari persamaan (2.93) dan (2.94) maka dilakukan *premultiplication matrix*  $B^{-1}$ , sehingga diperoleh model VAR dengan intersep dan tanpa intersep dalam bentuk standar secara berturut-turut dapat ditulis sebagai berikut:

$$\begin{aligned} B^{-1}BZ_t &= B^{-1}\Gamma_0 + B^{-1}\Gamma_1 Z_{t-1} + B^{-1}\Gamma_2 Z_{t-2} + \dots + \\ &B^{-1}\Gamma_p Z_{t-p} + B^{-1}\varepsilon_t \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} Z_t &= A_0 + A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + \dots + A_p Z_{t-p} + e_t \quad (2.93) \\ B^{-1} B Z_t &= B^{-1} \Gamma_1 Z_{t-1} + B^{-1} \Gamma_2 Z_{t-2} + \dots + \\ & B^{-1} \Gamma_p Z_{t-p} + B^{-1} \varepsilon_t \\ Z_t &= A_1 Z_{t-1} + A_2 Z_{t-2} + \dots + A_p Z_{t-p} + e_t \quad (2.94) \end{aligned}$$

dengan  $A_i = B^{-1} \Gamma_i$  dan  $e_t = B^{-1} \varepsilon_t$ . Apabila  $a_{i0}$  didefinisikan sebagai elemen ke- $i$  dari vektor  $A_0$ ,  $a_{ij}$  sebagai elemen dari baris ke- $i$  dan kolom ke- $j$  dari matriks  $A$ , dan  $e_{ij}$  sebagai elemen ke- $i$  dari vektor  $e_t$ . Menurut Enders persamaan (2.80) dan (2.81) tidak teridentifikasi. Salah satu cara untuk mengidentifikasi komponen struktural model (*orthogonalization non recursive error term*) dengan menggunakan sistem rekursif yang diusulkan Sims (1980) dalam Enders (2015). Untuk memperoleh komponen struktural maka dilakukan beberapa restriksi. Banyak persamaan yang dimasukkan untuk restriksi sebanyak  $\frac{(n^2+n)}{2}$  persamaan (Amisano, 1997). Adanya restriksi pada pada VAR bentuk standar akan memberlakukan asimetri pada  $Z_t$ . Pembatasan ini menghasilkan sistem yang teridentifikasi. Pada SVAR akan menghasilkan enam koefisien parameter yaitu ( $a_{10}$ ,  $a_{20}$ ,  $a_{11}$ ,  $a_{12}$ ,  $a_{21}$  dan  $a_{22}$ ).

Pada model bivariat SVAR apabila diberlakukan restriksi  $b_{12} = 0$  maka diperoleh:

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{xt} \\ \varepsilon_{yt} \end{bmatrix} \\ B Z_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 Z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.95)$$

di mana

$$\begin{aligned} B &= \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix}, Z_t = \begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix}, \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}, \\ \Gamma_1 &= \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}, Z_{t-1} = \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix}, \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{xt} \\ \varepsilon_{yt} \end{bmatrix} \end{aligned}$$

dengan premultiplication matrix  $B^{-1}$  diperoleh

$$\begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix} \\ + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{xt} \\ \varepsilon_{yt} \end{bmatrix}$$

atau

$$\begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ -b_{21} b_{10} + b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ -b_{21} \gamma_{11} + \gamma_{21} & -b_{21} \gamma_{12} + \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{xt} \\ -b_{21} \varepsilon_{xt} + \varepsilon_{yt} \end{bmatrix} \quad (2.96)$$

Berdasarkan persamaan (2.84) diketahui  $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$ , bentuk ini sesuai dengan model *Structural VAR* model K. Selanjutnya diperoleh persamaan sebagai berikut (Enders, 2015):

$$E(e_t e_t') = B^{-1}(\varepsilon_t \varepsilon_t')(B^{-1})' = \Sigma \tag{2.97}$$

$$E(e_t e_t') = \begin{bmatrix} \sigma_x^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_y^2 \end{bmatrix}$$

$$E(e_t e_t') = \Sigma = \begin{bmatrix} Var(\varepsilon_{xt}) & 0 \\ 0 & Var(\varepsilon_{yt}) \end{bmatrix} \tag{2.98}$$

$$\Sigma_\varepsilon = B \Sigma B' \tag{2.99}$$

di mana,

$e_t$  : galat yang terobservasi

$\varepsilon_t$  : *structural shock* yang tidak terobservasi

$B$  : matriks koefisien hubungan kontemporer antara variabel  $x$  dan  $y$

$\Sigma = E[e_t e_t']$ , matriks varian kovarian dari galat

$E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = I$ , matriks kovarian dari struktural *shock*

dengan adanya pembatasan  $b_{12} = 0$ , maka  $\varepsilon_{xt}$  dan  $\varepsilon_{yt}$  akan teridentifikasi,

$$e_t = B^{-1}\varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = B e_t$$

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{xt} \\ \varepsilon_{yt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{xt} \\ e_{yt} \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{xt} \\ \varepsilon_{yt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{xt} \\ -b_{21}\varepsilon_{xt} + \varepsilon_{yt} \end{bmatrix}$$

$$\varepsilon_{xt} = e_{xt} \tag{2.100}$$

$$\varepsilon_{yt} = e_{yt} - b_{21}e_{xt} \tag{2.101}$$

Varian dari masing-masing *shock* teridentifikasi sebagai berikut

$$Var(\varepsilon_{xt}) = \sigma_x^2$$

$$Var(\varepsilon_{yt}) = \sigma_y^2 - b_{21}\sigma_x^2$$

Pendugaan parameter  $\Gamma_i$  dapat diperoleh dengan operasi matriks berikut:

$$A_i = B^{-1}\Gamma_i$$

$$\Gamma_i = B A_i$$

$$\tag{2.102}$$

di mana,

$\Gamma_i$  : matriks koefisien dalam SVAR berukuran  $(n \times n)$

$A_i$  : matriks koefisien dalam VAR berukuran  $(n \times n)$



Apabila pada model bivariat SVAR diberlakukan restriksi  $b_{21} = 0$  maka diperoleh:

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{xt} \\ \varepsilon_{yt} \end{bmatrix}$$

atau

$$\mathbf{BZ}_t = \mathbf{\Gamma}_0 + \mathbf{\Gamma}_1 \mathbf{Z}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (2.103)$$

di mana

$$\mathbf{B} = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ 0 & 1 \end{bmatrix}, \mathbf{Z}_t = \begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix}, \mathbf{\Gamma}_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix},$$

$$\mathbf{\Gamma}_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix}, \mathbf{Z}_{t-1} = \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix}, \boldsymbol{\varepsilon}_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{xt} \\ \varepsilon_{yt} \end{bmatrix}$$

dengan *premultiplication matrix*  $\mathbf{B}^{-1}$  diperoleh

$$\begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix}$$

$$+ \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{xt} \\ \varepsilon_{yt} \end{bmatrix}$$

Atau

$$\begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} - b_{12}b_{20} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} - b_{12}\gamma_{21} & \gamma_{12} - b_{12}\gamma_{22} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{xt} - b_{12}\varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{yt} \end{bmatrix} \quad (2.104)$$

dengan adanya pembatasan  $b_{12} = 0$ , maka  $\varepsilon_{xt}$  dan  $\varepsilon_{yt}$  akan teridentifikasi,

$$\mathbf{e}_t = \mathbf{B}^{-1}\boldsymbol{\varepsilon}_t$$

$$\boldsymbol{\varepsilon}_t = \mathbf{B}\mathbf{e}_t$$

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{xt} \\ \varepsilon_{yt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{xt} \\ e_{yt} \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{xt} \\ \varepsilon_{yt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} e_{xt} + b_{12}e_{yt} \\ e_{yt} \end{bmatrix}$$

$$\varepsilon_{xt} = e_{xt} + b_{12}e_{yt} \quad (2.105)$$

$$\varepsilon_{yt} = e_{yt} \quad (2.106)$$

diperoleh varian dari masing-masing *shock* adalah

$$\text{Var}(\varepsilon_{xt}) = \sigma_x^2 + b_{12}\sigma_y^2$$

$$\text{Var}(\varepsilon_{yt}) = \sigma_y^2$$

### 2.8.2.1 Fungsi Log-Likelihood model SVAR

Menurut Amisano (1997) fungsi *log-likelihood* dari model SVAR dapat dianggpa sebagai fungsi dari  $\Pi$  dan  $\Sigma$ . Menurut Sims (1986) dalam

Amisano (1997), dan mengandaikan bahwa tidak ada restriksi silang pada  $\Pi$  dan  $\Sigma$  atau tidak ada restriksi pada  $\Pi$  sementara pada  $\Sigma$  diberlakukan restriksi maka identifikasi dan pendugaan *Full Information Maximum Likelihood* (FIML) pada parameter model K, C, dan AB dapat didasarkan pada analisis fungsi *likelihood* berikut:

$$L(\mathbf{Z}|\Phi, \Sigma) = \prod_{t=p+1}^T \frac{1}{(2\pi)^{\frac{m}{2}} |\Sigma|^{\frac{1}{2}}} \exp \left[ -\frac{1}{2} \boldsymbol{\varepsilon}_t' \Sigma^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t \right] \quad (2.107)$$

$$L(\mathbf{Z}|\Phi, \Sigma) = (2\pi)^{-\frac{Tm}{2}} |\Sigma|^{-\frac{T}{2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \text{tr}[\Sigma^{-1}(\mathbf{Z} - \mathbf{Y}\Phi)'(\mathbf{Z} - \mathbf{Y}\Phi)] \right\} \quad (2.108)$$

$$L(\mathbf{Z}|\Phi, \Sigma) = (2\pi)^{-\frac{Tm}{2}} |\Sigma|^{-\frac{T}{2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \text{tr}[\Sigma^{-1}\hat{\Sigma}] \right\} \quad (2.109)$$

Fungsi *log-likelihood* untuk persamaan (2.109) yaitu:

$$\ell(\mathbf{Z}|\Phi, \Sigma) = -\frac{Tm}{2} \log(2\pi) - \frac{T}{2} \log|\Sigma| - \frac{1}{2} \text{tr}[\Sigma^{-1}\hat{\Sigma}] \quad (2.110)$$

Jika dimisalkan  $c = -\frac{Tm}{2} \log(2\pi)$  maka diperoleh:

$$\ell = c - \frac{T}{2} \log|\Sigma| - \frac{T}{2} \text{tr}(\Sigma^{-1}\hat{\Sigma}) \quad (2.111)$$

Menurut Amisano (1997), pendugaan parameter  $\Pi$  menggunakan metode *maximum likelihood* sama dengan pendugaan metode *ordinary least square* (OLS). Dapat diketahui bahwa pendugaan dari  $\Sigma$  dapat ditulis sebagai berikut:

$$\hat{\Sigma} = T^{-1} \hat{\mathbf{V}} \hat{\mathbf{V}}' \quad (2.112)$$

Penduga konsisten lainnya akan menghasilkan hasil yang ekuivalen asimtotik seperti untuk penduga berikutnya dari matriks  $\Sigma$ . Dari persamaan (2.111) maka diperoleh fungsi *log-likelihood* untuk semua model, dengan mengganti  $\Sigma^{-1}$  dengan  $\mathbf{K}'\mathbf{K}$  maka Fungsi *log-likelihood* untuk model K yaitu:

$$\ell(\mathbf{K}) = c - \frac{T}{2} \log|\mathbf{K}|^2 - \frac{T}{2} \text{tr}(\mathbf{K}'\mathbf{K}\hat{\Sigma}) \quad (2.113)$$

dengan  $\mathbf{K}\Sigma\mathbf{K}' = \mathbf{I}$  maka selanjutnya dapat ditulis dalam persamaan berikut:

$$\Sigma = \mathbf{K}^{-1}\mathbf{K}'^{-1}$$

$$\Sigma = (\mathbf{K}'\mathbf{K})^{-1}$$

$$\Sigma^{-1} = \mathbf{K}'\mathbf{K}$$

$$\log|(\mathbf{K}'\mathbf{K})^{-1}| = -\log[|\mathbf{K}^2|] \quad (2.114)$$

Berdasarkan persamaan (2.111), dengan mengganti  $\Sigma^{-1}$  dengan  $\mathbf{C}'^{-1}\mathbf{C}$  dapat diperoleh fungsi *log-likelihood* untuk model C yaitu:

$$\ell = c - \frac{T}{2} \log|\Sigma| - \frac{T}{2} \text{tr}(\Sigma^{-1}\hat{\Sigma})$$

$$\ell(\mathbf{C}) = c - \frac{T}{2} \log |\mathbf{C}|^2 - \frac{T}{2} \text{tr}(\mathbf{C}'^{-1} \mathbf{C} \hat{\Sigma}) \quad (2.115)$$

dengan

$$\Sigma = \mathbf{C} \mathbf{C}'$$

$$\Sigma^{-1} = (\mathbf{C} \mathbf{C}')^{-1} = \mathbf{C}'^{-1} \mathbf{C}^{-1}$$

$$\mathbf{K} = \mathbf{C}^{-1}$$

Apabila diketahui  $\Sigma = \mathbf{A}^{-1} \mathbf{B} \mathbf{B}' \mathbf{A}'^{-1}$ ,  $\Sigma^{-1} = \mathbf{A}' \mathbf{B}'^{-1} \mathbf{B}^{-1} \mathbf{A}$ ,  $\mathbf{K} = \mathbf{B}^{-1} \mathbf{A}$  maka fungsi log-likelihood untuk model AB yaitu:

$$\ell = c - \frac{T}{2} \log |\Sigma| - \frac{T}{2} \text{tr}(\Sigma^{-1} \hat{\Sigma})$$

$$\ell = c - \frac{T}{2} \log |\mathbf{A}^{-1} \mathbf{B} \mathbf{B}' \mathbf{A}'^{-1}| - \frac{T}{2} \text{tr}(\mathbf{A}' \mathbf{B}'^{-1} \mathbf{B}^{-1} \mathbf{A} \hat{\Sigma})$$

$$\ell(\mathbf{AB}) = c - \frac{T}{2} \log |\mathbf{A}|^2 - \frac{T}{2} \log |\mathbf{B}|^2 - \frac{T}{2} \text{tr}(\mathbf{A}' \mathbf{B}'^{-1} \mathbf{B}^{-1} \mathbf{A} \hat{\Sigma}) \quad (2.116)$$

## 2.9 Impulse Response Function

Kausalitas Granger mungkin tidak menjelaskan secara lengkap interaksi yang terjadi di antara variabel dari suatu sistem VAR( $p$ ). Pada penerapannya menurut Lütkepohl (2005), perlu untuk mengetahui respon dari satu variabel terhadap impuls pada variabel lain pada suatu sistem. Jika ada sebuah reaksi dari satu variabel terhadap sebuah impuls pada variabel lain perlu dilakukan penyelidikan hubungan respon impuls dua variabel. Mengidentifikasi efek dari *exogenous shock* atau inovasi pada satu variabel atau beberapa variabel pada model VAR( $p$ ) menggunakan *impulse response function* (IRF). Menurut Enders (2015), model VAR( $p$ ) menjadi lebih informatif jika digunakan untuk menganalisis efek terjadinya *shock* dari faktor-faktor tak terjelaskan terhadap variabel endogen. IRF akan menelusuri besar efek perubahan *shock* pada masing-masing variabel pada beberapa periode kedepan.

Menurut Lütkepohl (2005), koefisien respon impuls dapat dihitung menggunakan VAR( $p$ ) yang direpresentasikan melalui *Vector Moving Average* (VMA) sebagai inovasi struktural.

Berikut merupakan ilustrasi penghitungan IRF:

1. Diketahui model VAR(1) dengan dua variabel sebagai berikut,

$$X_t = \phi_{11} X_{t-1} + \phi_{12} Y_{t-1} + \varepsilon_{xt}$$

$$Y_t = \phi_{21} Y_{t-1} + \phi_{22} X_{t-1} + \varepsilon_{yt}$$

mengekspresikan sistem VAR menggunakan matriks yaitu,

$$\mathbf{Z}_t = \Phi \mathbf{Z}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t$$

Proses VAR yang direpresentasi VMA sebagai berikut,

$$\mathbf{Z}_t = \boldsymbol{\varepsilon}_t + \Phi \mathbf{Z}_{t-1}$$

$$\begin{aligned} \mathbf{Z}_t &= \boldsymbol{\varepsilon}_t + \boldsymbol{\Phi}(\boldsymbol{\varepsilon}_{t-1} + \boldsymbol{\Phi}\mathbf{Z}_{t-2}) \\ \mathbf{Z}_t &= \boldsymbol{\varepsilon}_t + \boldsymbol{\Phi}\boldsymbol{\varepsilon}_{t-1} + \boldsymbol{\Phi}^2(\boldsymbol{\varepsilon}_{t-2} + \boldsymbol{\Phi}\mathbf{Z}_{t-3}) \\ \mathbf{Z}_t &= \boldsymbol{\varepsilon}_t + \boldsymbol{\Phi}\boldsymbol{\varepsilon}_{t-1} + \boldsymbol{\Phi}^2\boldsymbol{\varepsilon}_{t-2} + \boldsymbol{\Phi}^3\boldsymbol{\varepsilon}_{t-3} + \dots + \boldsymbol{\Phi}^t\boldsymbol{\varepsilon}_0 \end{aligned}$$

2. Misalkan *shock* yang pertama berasal dari *shock*  $X_t$ , maka pada  $t = 0$ ,

$$\boldsymbol{\varepsilon}_0 = \begin{pmatrix} 1 \\ 0 \end{pmatrix}$$

3. Maka efek bagi  $Y_t$  dan  $X_t$  pada  $t = 0$ ,

$$\mathbf{Z}_0 = \boldsymbol{\varepsilon}_0$$

4. Kemudian efek bagi  $Y_t$  dan  $X_t$  pada  $t = 1$

$$\mathbf{Z}_1 = \boldsymbol{\Phi}\mathbf{Z}_0 = \boldsymbol{\Phi}\boldsymbol{\varepsilon}_0$$

5. Selanjutnya efek bagi  $Y_t$  dan  $X_t$  pada  $t = 2$

$$\mathbf{Z}_2 = \boldsymbol{\Phi}\mathbf{Z}_1 = \boldsymbol{\Phi}^2\boldsymbol{\varepsilon}_0$$

6. Efek bagi  $Y_t$  dan  $X_t$  pada  $t =$  selanjutnya

$$\mathbf{Z}_t = \boldsymbol{\Phi}\mathbf{Z}_{t-1}$$

7. Sedangkan apabila *shock* kedua berasal dari *shock*  $Y_t$ , maka pada  $t = 0$ ,

$$\boldsymbol{\varepsilon}_0 = \begin{pmatrix} 0 \\ 1 \end{pmatrix}$$

8. Kembali pada tahap 3, 4, dan 5.

Representasi VMA pada model VAR dengan ordo  $p > 1$  dilakukan dengan modifikasi persamaan ke dalam bentuk VAR(1), berikut ilustrasi untuk model VAR(2) dengan dua variabel,

$$X_t = \phi_{11}X_{t-1} + \phi_{12}X_{t-2} + \phi_{13}Y_{t-1} + \phi_{14}Y_{t-2} + \varepsilon_{xt}$$

$$Y_t = \phi_{21}X_{t-1} + \phi_{22}X_{t-2} + \phi_{23}Y_{t-1} + \phi_{24}Y_{t-2} + \varepsilon_{yt}$$

Berdasarkan kedua persamaan diperoleh empat prediktor, untuk mempertahankan ukuran matriks maka didefinisikan vektor  $\mathbf{Z}_t$  yaitu,

$$\mathbf{Z}_t = \begin{pmatrix} X_t \\ X_{t-1} \\ Y_t \\ Y_{t-1} \end{pmatrix}$$

sehingga dengan menggunakan vektor  $\mathbf{Z}_t$  diperoleh ekspresi sistem VAR menggunakan matriks yaitu,

$$\mathbf{Z}_t = \mathbf{A}\mathbf{Z}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t$$

di mana,

$$\mathbf{A} = \begin{pmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} & \phi_{13} & \phi_{14} \\ 1 & 0 & 0 & 0 \\ \phi_{21} & \phi_{22} & \phi_{23} & \phi_{24} \\ 0 & 0 & 1 & 0 \end{pmatrix}$$

$$\boldsymbol{\varepsilon}_t = \begin{pmatrix} \boldsymbol{\varepsilon}_{1,t} \\ 0 \\ \boldsymbol{\varepsilon}_{2,t} \\ 0 \end{pmatrix}$$

modifikasi persamaan di atas disebut dengan formulasi matriks sekawan (*companion form*). Cara yang sama dapat dilakukan Dengan memodifikasi persamaan pada model VAR pada ordo yang lebih tinggi

## 2.10 Uang

Uang adalah segala sesuatu yang dapat diterima dalam pembayaran untuk mendapatkan barang (Robertson, 2009). Menurut Solikin dan Suseno (2002), Uang yaitu suatu benda yang dapat ditukarkan dengan benda lain, dapat digunakan untuk menilai benda lain, dan dapat disimpan. Uang dapat berfungsi sebagai alat tukar, alat penyimpan nilai, satuan hitung, dan ukuran pembayaran yang tertunda. Mishkin (2001) mendefinisikan uang sebagai sesuatu yang diterima secara umum dalam pembayaan barang dan jasa. Uang tunai adalah uang yang berada di tangan masyarakat (di luar bank umum) dan siap dibelanjakan. Penggunaan utama uang tunai yaitu sebagai alat pembayaran dalam jumlah yang tidak terlalu besar.

Solikin dan Suseno (2002), mengelompokan jenis uang berdasarkan lembaga yang mengedarkan uang dan penggunaan uang sebagai berikut:

### 1. Uang Kartal

Uang kartal adalah uang kertas dan uang logam yang beredar di masyarakat yang dikeluarkan dan diedarkan oleh Bank Indonesia. Uang kartal disebut juga sebagai uang tunai. Uang kartal berfungsi sebagai otoritas moneter.

### 2. Uang Giral

Uang giral adalah uang yang berada dalam rekening giro di bank umum. Bank umum memiliki kewenangan sebagai lembaga keuangan yang dapat mencetak uang giral. Cek dan bilyet giro (BG) merupakan uang giral yang tersimpan dalam rekening giro. Rekening giro adalah suatu rekening simpanan di bank umum yang penarikannya dapat dilakukan sewaktu-waktu.

### 3. Uang Kuasi

Uang kuasi adalah uang yang disimpan dalam rekening tabungan dan deposito berjangka yang diedarkan oleh bank umum. Karena penarikannya tidak dapat dilakukan sewaktu-waktu, maka pemilik rekening tabungan dan deposito berjangka untuk sementara tidak dapat melakukan pembayaran secara langsung karena harus menunggu sampai rekening tabungan atau deposito berjangka tersebut jatuh tempo.

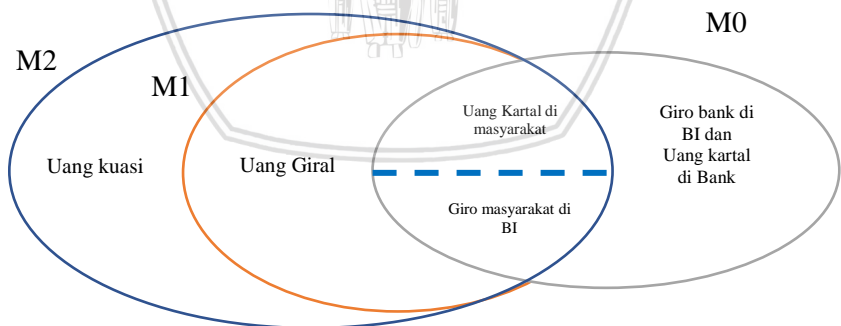




- Jenis uang beredar di Indonesia yaitu (Solikin dan Suseno, 2002):
1. Uang beredar dalam arti sempit (M1) merupakan kewajiban sistem moneter terhadap sektor swasta domestik yang terdiri dari uang kartal dan uang giral. Sistem moneter merupakan lembaga yang memiliki fungsi moneter, yaitu dapat mengeluarkan dan mengedarkan uang kartal, uang giral dan uang kuasi. Lembaga yang termasuk kedalam sistem moneter diantaranya bank sentral dan bank umum.
  2. Uang beredar dalam arti luas (M2) merupakan kewajiban sistem moneter terhadap sektor swasta domestik yang terdiri dari uang kartal, uang giral dan uang kuasi.

### 2.11 Penciptaan Uang Primer

Bank sentral sebagai pelaksana fungsi otoritas moneter mempunyai wewenang untuk mengeluarkan dan mengedarkan uang kartal (Solikin dan Suseno, 2002). Bank sentral juga menerima simpanan giro dari bank umum. Uang kartal dan simpanan giro bank umum di bank sentral disebut uang primer. Menurut Solikin dan Suseno (2002), uang primer (M0) didefinisikan sebagai kewajiban otoritas moneter (Bank Indonesia) terhadap sektor swasta domestik dan bank umum. Di Indonesia uang primer didefinisikan sebagai uang kartal yang dipegang oleh masyarakat maupun bank umum ditambah dengan saldo rekening giro atau cadangan milik bank umum dan masyarakat di Bank Indonesia. Disimpulkan bahwa uang kartal adalah uang primer, namun tidak semua uang primer adalah uang kartal. Berikut adalah diagram hubungan M0, M1, dan M2:



Gambar 2.1. Diagram Klasifikasi dan Hubungan Uang

Menurut UU No 7 Tahun 2011 Pasal tentang Mata Uang 11, pengelolaan rupiah meliputi tahapan perencanaan, pencetakan, pengeluaran, pengedaran, pencabutan dan penarikan, dan pemusnahan. Perencanaan, pencetakan dan pemusnahan rupiah dilakukan oleh Bank

Indonesia yang berkoordinasi dengan Pemerintah. Menurut UU No 7 Tahun 2011 tentang Mata Uang Pasal 14, perencanaan dan penentuan jumlah Rupiah yang dicetak dilakukan oleh Bank Indonesia yang berkoordinasi dengan Pemerintah. Proses perencanaan pengelolaan uang menurut Bank Indonesia (2013) adalah:

1. Estimasi Kebutuhan Uang (EKU)

Faktor – faktor yang menjadi pertimbangan Direktorat Pengelolaan Uang (DPU) dalam mengestimasi kebutuhan uang dirumuskan sebagai berikut:

$$EKU = O - I + M + K - PKSt_{-1} \tag{2.117}$$

di mana:

- EKU* : Nominal Estimasi Kebutuhan Uang
- O* : Nominal *Outflow*
- I* : Nominal *Inflow*
- K* : Nominal uang yang dimusnahkan
- PK* : Posisi Kas (Poskas) Akhir Satuan Kerja (Satker)

2. Rencana Pencetakan Uang (RKU)

Faktor – faktor yang menjadi pertimbangan Rapat Dewan Gubernur (RDG) BI dalam merencanakan pencetakan uang yaitu:

$$RCU = EKU - ISN - PKKP_{t-1} \tag{2.118}$$

di mana:

- RCU* : Nominal Rencana Pencetakan Uang
- EKU* : Nominal Estimasi Kebutuhan Uang
- ISN* : *Iron Stock* Nasional
- PKKP* : Posisi Kas (Poskas) Akhir KP cq DPU

Sebagai penyedia uang kartal untuk menghadapi permintaan masyarakat akan kebutuhan uang riil, perlu dipersiapkan kas minimum dan *iron stock* uang kartal dalam jumlah yang cukup. *Iron stock* merupakan uang yang disediakan untuk mengadapi terjadinya kejadian luar biasa atau *rush* di perbankan dari masyarakat secara bersamaan (Emilda, 2013). *Iron stock* tidak perlu disediakan untuk masing-masing satuan kerja, artinya penyediaan dilakukan secara nasional. Nominal *iron stock* diperoleh dari 25% total giro bank.

Kas minimum disediakan untuk memenuhi terjadinya fluktuasi kebutuhan kas yang disebabkan oleh adanya kebijakan atau kebutuhan lainnya diluar *pattern* atau *trend* yang telah diproyeksikan. Kas minimum juga disediakan untuk mengantisipasi terganggunya pengiriman uang ke

masing-masing satuan kerja kas. Nominal kas minimum ditentukan berdasarkan 1,5 rata-rata nilai proyeksi *outflow* (Emilda, 2013).

3. Rencana Pengadaan Bahan Uang (RBU)

Rencana pengadaan bahan uang dirumuskan sebagai berikut:

$$RBU = RCU + \text{Inschiet} + \text{Persediaan bahan} - \text{Saldo akhir bahan}_{t-1} \tag{2.119}$$

di mana:

*RBU* : Nominal Rencana Pengadaan Bahan Uang

*RCU* : Nominal Rencana Pencetakan Uang

4. Rencana Anggaran (RA)

Rencana anggaran dirumuskan sebagai berikut:

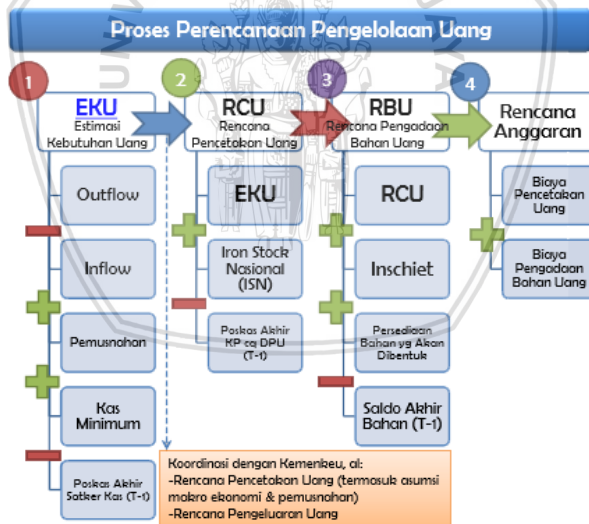
$$RA = \text{Biaya pencetakan uang} + RBU \tag{2.120}$$

di mana:

*RA* : Nominal Rencana Anggaran

*RBU* : Nominal Rencana Pengadaan Bahan Uang

Secara ringkas proses perencanaan pengelolaan uang dapat dilihat pada Gambar 2.2 berikut:



Sumber : Perhitungan Cadangan Uang Rupiah

Gambar 2.2. Proses Perencanaan Pengelolaan Uang

Menurut UU No 7 Tahun 2011 tentang Mata Uang Pasal 14, pencetakan rupiah dilakukan oleh Bank Indonesia dilaksanakan di dalam negeri dengan

menunjuk badan usaha milik negara sebagai pelaksana pencetakan Rupiah. Berikut adalah tahapan penyediaan jasa pencetakan uang rupiah:



Gambar 2.3 Diagram Tahapan Pencetakan Uang Rupiah

BI merupakan satu-satunya lembaga yang berwenang mengedarkan Rupiah kepada masyarakat. Pengedaran rupiah dilakukan oleh BI sesuai dengan kebutuhan jumlah uang yang beredar (UU No 7 Tahun 2011 Tentang Mata Uang Pasal 16) sehingga kegiatan pengeluaran dan pengedaran rupiah juga dilakukan oleh Bank Indonesia. Beberapa faktor yang mempengaruhi perubahan uang beredar yaitu tingkat pendapatan masyarakat, suku bunga, kebijakan yang dikeluarkan oleh pemerintah dan otoritas moneter, serta faktor-faktor lain yang mencerminkan kekuatan struktur dan perkembangan ekonomi suatu negara (Solikin dan Suseno, 2002).

## 2.12 Inflow

Menurut Anonim (2013), transaksi penyetoran uang rupiah (*inflow*) merupakan informasi mengenai aliran uang kertas, dan uang logam yang masuk dari perbankan dan masyarakat ke Bank Indonesia. Perhitungan *inflow* terdiri dari setoran bank umum, setoran non-bank, kegiatan kas keliling dalam rangka hasil penukaran, penyetoran dalam rangka kas titipan di bank umum dan penyetoran lainnya.

## 2.13 Outflow

Transaksi penarikan uang rupiah (*outflow*) menurut Anonim (2013) merupakan informasi mengenai aliran uang kertas dan uang logam yang keluar dari Bank Indonesia. Perhitungan *outflow* terdiri dari penarikan bank umum, penarikan non-bank, kas keliling dalam rangka penukaran, penarikan dalam rangka kas titipan di bank umum dan penarikan lainnya.

## 2.14 Netflow

Menurut Divisi Statistik Moneter dan Fiskal BI (2013) dalam Wulansari (2014), selisih antara *outflow* dan *inflow* disebut *netflow*. Dalam mengatur transaksi arus uang keluar atau masuk di BI diperlukan peramalan *inflow*, *outflow*, dan *netflow* pada beberapa periode kedepan (Wulansari, 2014). Peramalan *inflow*, *outflow*, dan *netflow* menjadi penting karena berhubungan dengan likuiditas perbankan yang berdampak pada kebijakan-kebijakan moneter yang harus dijalankan. Jika nilai *netflow* terlalu tinggi maka likuiditas bank akan meningkat. Sedangkan jika nilai *netflow* terlalu rendah maka likuiditas bank akan menurun.





## BAB III METODE PENELITIAN

### 3.1 Sumber Data

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data sekunder yaitu:

1. Data bulanan arus uang masuk (*inflow*) uang kartal di KPw BI Jawa Timur. *Inflow* sebagai variabel endogen ( $X_t$ ) dalam satuan Juta Rupiah.
2. Data bulanan arus uang keluar (*outflow*) uang kartal di KPw BI Jawa Timur. *Outflow* sebagai variabel endogen ( $Y_t$ ) dalam satuan Juta Rupiah.

Data yang digunakan adalah data dari bulan Januari 2011 sampai Desember 2017. Kedua data diperoleh dari KPw BI Jawa Timur. Adapun data penelitian terdapat pada Lampiran 1.

### 3.2 Metode Analisis

Langkah-langkah yang dilakukan dalam analisis adalah:

1. Membuat plot data pada variabel yang digunakan.
2. Melakukan identifikasi pola musiman pada plot data yang terbentuk.
3. Memeriksa kestasioneritas masing-masing variabel. Apabila data tidak stasioner terhadap ragam maka perlu dilakukan transformasi *Box-Cox* dengan menggunakan persamaan (2.1) atau Tabel 2.1. Pemeriksaan stasioneritas data terhadap rata-rata non musiman menggunakan statistik uji ADF sesuai dengan persamaan (2.12), (2.13) dan (2.14). Apabila tidak stasioner terhadap rata-rata non musiman maka dilakukan proses *differencing* sesuai persamaan (2.16). Pemeriksaan stasioneritas terhadap rata-rata musiman menggunakan statistik uji ADF sesuai dengan persamaan (2.23). Apabila tidak stasioner maka dilakukan proses *differencing* seperti pada persamaan (2.24).
4. Mengidentifikasi hubungan kausalitas antara variabel secara grafis menggunakan plot CCF dengan terlebih dahulu menghitung CCF seperti persamaan (2.29).
5. Melakukan perhitungan MPACF pada persamaan (2.51) untuk mengidentifikasi orde model VAR( $p$ ). Identifikasi orde model VAR( $p$ ) dilakukan dengan melihat skema MPACF seperti yang dijelaskan pada Tabel 2.2. Pedoman dalam menentukan model

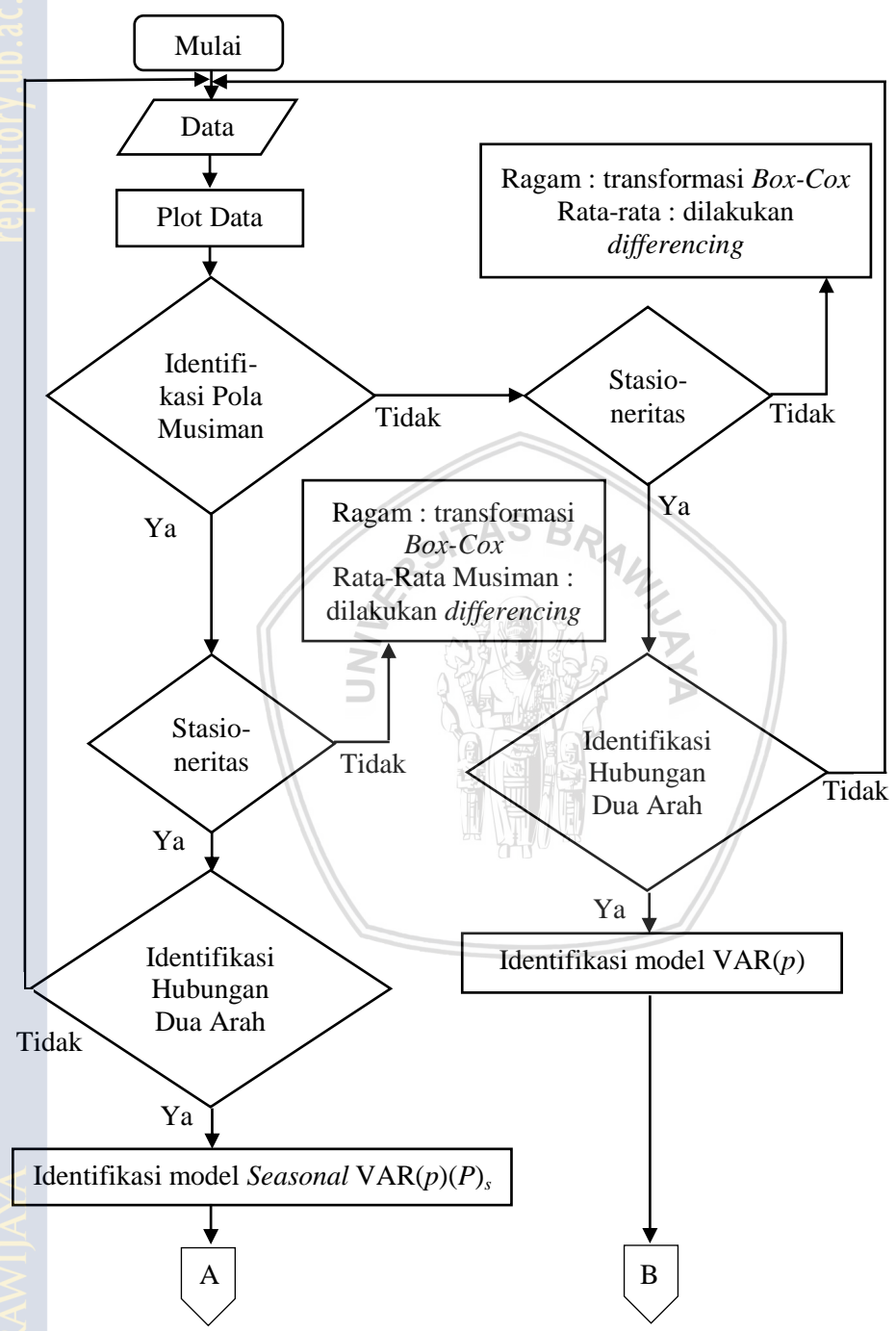
- sementara yang mengandung pola musiman dijelaskan pada subbab 2.6.2. Selanjutnya dibentuk model tentatif.
6. Menduga parameter model VAR( $p$ ) dengan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) sesuai dengan persamaan (2.60). Menduga parameter model *Seasonal VAR*( $p$ )( $P$ )<sub>s</sub> dengan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) sesuai persamaan (2.68).
  7. Melakukan pengujian signifikansi parameter dari pemodelan VAR( $p$ ) dan *Seasonal VAR*( $p$ )( $P$ )<sub>s</sub>. Statistik uji yang digunakan untuk pengujian signifikansi adalah statistik uji  $t$  sesuai dengan persamaan (2.63) dan (2.69).
  8. Pemilihan model terbaik pada model tentatif dilakukan dengan membandingkan nilai AIC dari masing-masing model tentatif. Nilai AIC model VAR( $p$ ) dapat diperoleh dari perhitungan persamaan (2.64) dan nilai AIC model *Seasonal VAR*( $p$ )( $P$ )<sub>s</sub> diperoleh dari perhitungan persamaan (2.71). Model terbaik adalah model yang memiliki nilai AIC terkecil.
  9. Melakukan diagnostik model atau uji kelayakan model tentatif. Pengujian kelayakan model meliputi:
    - a. Non autokorelasi dengan menggunakan uji multivariat *Ljung-Box* seperti pada persamaan (2.72). Pengujian ini bertujuan untuk mengetahui model terbaik merupakan model yang layak atau tidak.
    - b. Normalitas sisaan dengan menggunakan uji *Jarque-Berra* sesuai dengan persamaan (2.79). Pengujian ini bertujuan untuk mengetahui sisaan berdistribusi normal multivariat atau tidak.
  10. Menduga parameter *Structural Seasonal VAR* seperti yang dijelaskan pada sub bab 2.8.1.
  11. Melakukan analisis IRF untuk mengetahui efek terjadinya *shock* pada masing-masing variabel seperti prosedur dalam sub bab 2.9.

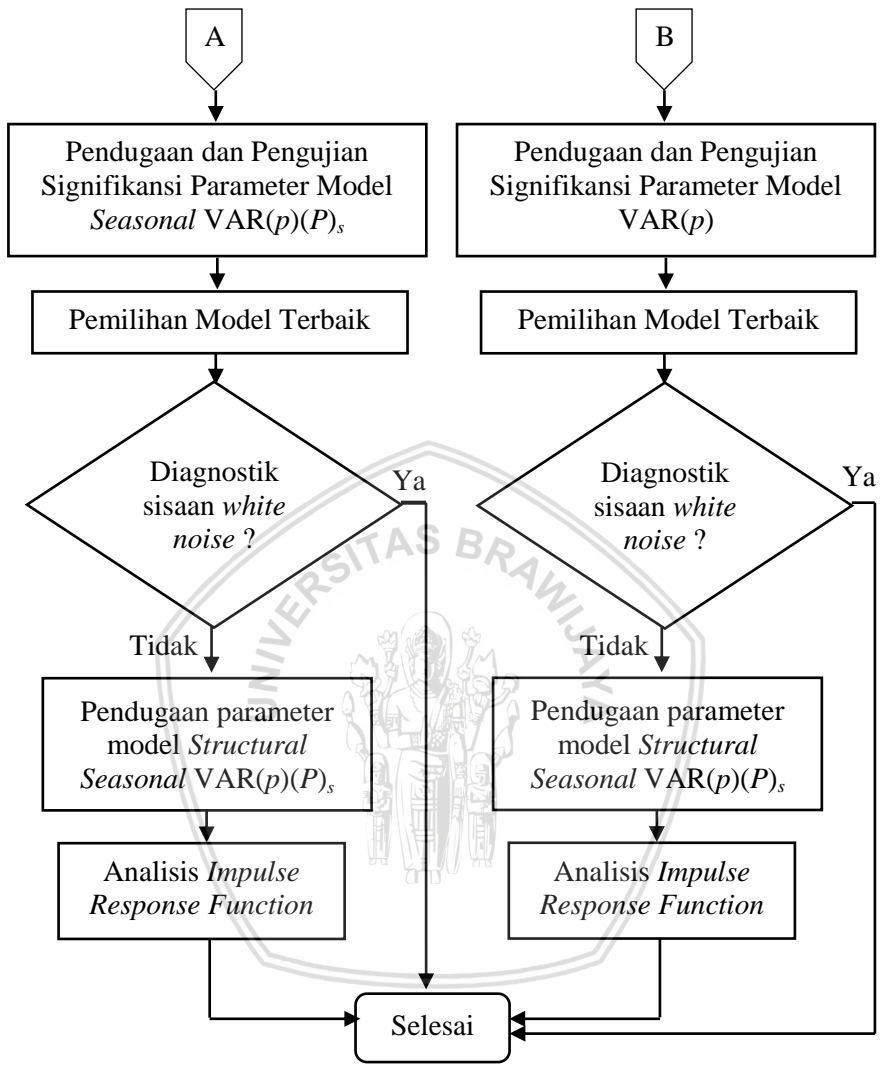
Analisis dilakukan dengan menggunakan *software SAS 9.3*, dan *Rstudio*. *Software SAS 9.3* digunakan pada tahap 1 yaitu membuat plot data aktual, kemudian pada tahap 3 yaitu pengujian stasioneritas terhadap ragam dan transformasi *Box-Cox*. Pengujian stasioneritas terhadap rata-rata non musiman menggunakan *software Rstudio*. Pengujian stasioneritas terhadap rata-rata musiman menggunakan *software SAS 9.3*. Identifikasi hubungan kausalitas bilateral menggunakan plot CCF pada tahap 4 menggunakan *software SAS 9.3*. Selanjutnya *software SAS 9.3* digunakan pada tahap 5 yaitu identifikasi MPACF. *Software Rstudio* digunakan pada tahap 6 sampai 11, yaitu tahapan pendugaan parameter, pengujian signifikansi



parameter, pemilihan model terbaik, diagnostik sisaan model, analisis *Structural Seasonal VAR(p)(P)<sub>s</sub>* dan IRF. Tahapan pemodelan *Seasonal VAR(p)(P)<sub>s</sub>* secara ringkas dapat dilihat pada Gambar 3.1.







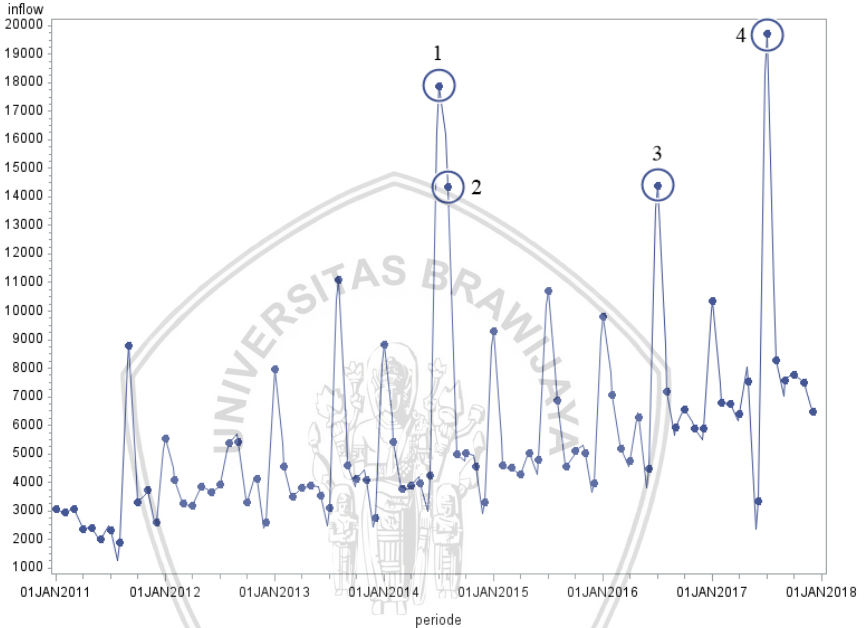
Gambar 3.1. Diagram Alir Metode Penelitian



## BAB IV HASIL DAN PEMBAHASAN

### 4.1 Gambaran Umum *Inflow* Uang Kartal

Plot data deret waktu dari data bulanan *inflow* uang kartal di KPw BI Jawa Timur pada Januari 2011 sampai Desember 2017 dapat ditunjukkan pada Gambar 4.1



Gambar 3.1 Plot Data Variabel *Inflow* Uang Kartal

Berdasarkan Gambar 4.1, dapat dijelaskan bahwa pergerakan variabel *inflow* uang kartal di KPw BI Jawa Timur dari bulan ke bulan (*month to month*) memiliki fluktuasi yang normal. Hal ini berarti secara keseluruhan lonjakan variabel *inflow* uang kartal tidak tergolong tajam. Namun pada periode tertentu dapat dikatakan bahwa *inflow* uang kartal cukup tinggi dibandingkan *inflow* uang kartal pada periode yang lain. Berdasarkan plot data diasumsikan bahwa *inflow* uang kartal belum stasioner terhadap ragam. *Inflow* uang kartal setiap bulannya rata-rata tidak memiliki kecenderungan (*trend*) sehingga dapat diasumsikan bahwa data *inflow* uang kartal telah stasioner terhadap rata-rata. Pengujian stasioneritas

tetap diperlukan untuk mengonfirmasi asumsi *inflow* uang kartal belum stasioner terhadap ragam namun telah stasioner terhadap rata-rata.

Berdasarkan Gambar 4.1, terdapat beberapa titik pengamatan yang ekstrim sesuai tanda dengan penjelasan sebagai berikut:

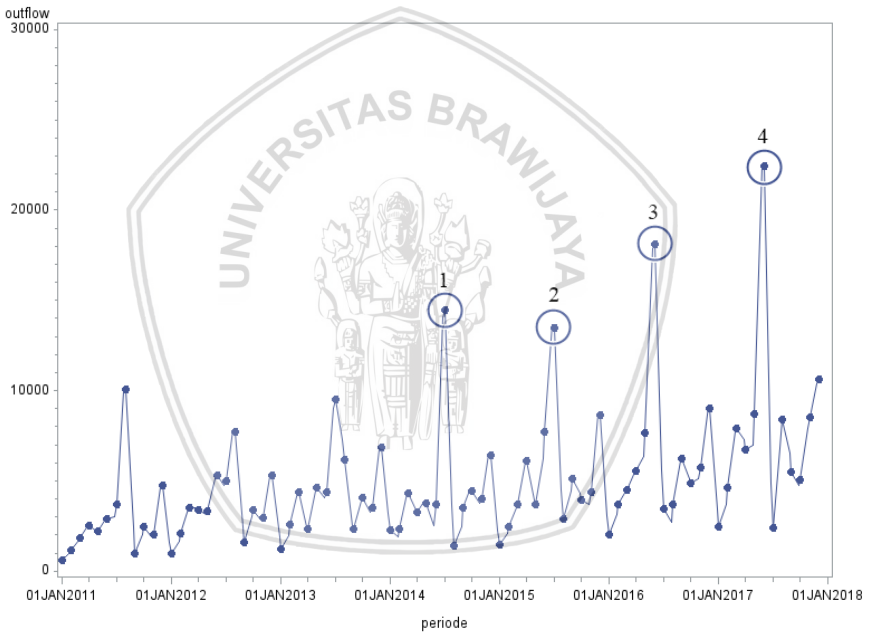
1. Pada bulan Juli 2014 *inflow* uang kartal di KPw BI Jawa Timur mencapai Rp 17.884.529.000.000 atau 17.884.529 juta Rupiah. Hal ini disebabkan oleh kembalinya uang yang beredar di masyarakat pasca peningkatan kebutuhan uang kartal pada periode libur tahun ajaran baru dan bertepatan dengan bulan Ramadhan 1435 H.
2. Pada bulan Agustus 2014 *inflow* uang kartal di KPw BI Jawa Timur mencapai Rp 14.338.980.000.000 atau 14.338.98 juta Rupiah. Hal ini dikarenakan pada bulan tersebut bertepatan dengan bulan Ramadhan dan Hari Raya Idul Fitri. Perlambatan pertumbuhan kredit dilakukan Bank Indonesia untuk menahan laju pertumbuhan uang beredar akibat permintaan uang yang tinggi. Kredit yang dimaksud dalam konsep moneter yaitu pinjaman uang rupiah dan valas yang diberikan Bank Umum dan BPR kepada penduduk di daerah binaan KPw BI Jawa Timur. Hal ini dilakukan agar nilai rupiah tidak jatuh pasca hari Raya Idul Fitri sehingga masyarakat memilih untuk menyimpan uangnya.
3. Pada bulan Juli 2016 *inflow* uang kartal di KPw BI Jawa Timur mencapai Rp 14.403.892.312.400 atau 14.403.892 juta Rupiah. Sejalan dengan meredanya aktivitas ekonomi masyarakat pasca perayaan Hari Raya Idul Fitri 1437 H. Menurunnya aktivitas ekonomi mempengaruhi penurunan pengeluaran masyarakat. Nilai tersebut mencerminkan pertumbuhan likuiditas perekonomian yang lambat atau menurun. Perlambatan permintaan uang kartal beredar di Jawa Timur didorong oleh kembalinya uang kartal ke sistem perbankan pasca Hari Raya Idul Fitri. Selain itu, Rapat Dewan Gubernur Bank Indonesia pada 20-21 Juli 2016 memutuskan untuk mempertahankan BI Rate sebesar 6.50%, dengan suku bunga *Deposit Facility* sebesar 4.5% dan *Lending Facility* sebesar 7.00%. Bank Indonesia juga memutuskan BI 7-day (*Reverse*) *Repo Rate* tetap sebesar 5.25%. Kebijakan ini berperan memperlambat likuiditas uang yang beredar dimasyarakat supaya nilai rupiah tidak melemah.
4. Pada bulan Juli 2017 *inflow* uang kartal di KPw BI Jawa Timur mencapai Rp 19.702.728.908.200 atau 19.702.729 juta Rupiah. Kondisi *inflow* uang kartal yang lebih tinggi disebabkan oleh meredanya aktivitas ekonomi dan konsumsi masyarakat pasca bulan Ramadhan, Hari Raya Idul Fitri 1438 H dan libur sekolah yang terjadi pada bulan Juli 2017. Kondisi ini terkonfirmasi oleh Survei Konsumen (SK) yang

menyatakan adanya penurunan pembelian barang tahan lama. Selain itu perlambatan penyaluran kredit konsumsi pada bulan Juli 2017 juga mengonfirmasi perlambatan konsumsi. Pada bulan Juli 2017 masyarakat cenderung menyimpan uangnya di Bank. *Inflow* uang kartal pada bulan Juli 2017 merupakan *inflow* tertinggi yang terjadi sejak tahun 2011.

5. *Inflow* uang kartal terendah terjadi pada bulan Agustus 2011 mencapai Rp 1.886.602.000.000.

#### 4.2 Gambaran Umum *Outflow* Uang Kartal

Plot data *outflow* uang kartal di KPw BI Jawa Timur pada Januari 2011 sampai Desember 2017 ditunjukkan pada Gambar 4.2



Gambar 4.2 Plot Data Variabel *Outflow* Uang Kartal

Berdasarkan Gambar 4.2, dapat dijelaskan bahwa pergerakan variabel *outflow* uang kartal di KPw BI Jawa Timur dari bulan ke bulan (*month to month*) memiliki fluktuasi yang normal. Hal ini berarti secara keseluruhan lonjakan *outflow* uang kartal tidak tergolong tajam. Namun pada bulan Juli 2014, Juli 2015, Juni 2016, dan Juni 2017 dapat dikatakan bahwa *outflow* uang kartal cukup tinggi apabila dibandingkan *outflow* uang

kartal pada periode yang lain. diasumsikan bahwa *outflow* uang kartal belum stasioner terhadap ragam. *Outflow* uang kartal di KPw BI Jawa Timur secara keseluruhan tidak membentuk pola *trend*. Secara grafis setiap bulannya rata-rata *outflow* uang kartal tidak mengalami kecenderungan meningkat atau menurun. Secara grafis data *outflow* uang kartal diasumsikan telah stasioner terhadap rata-rata. Pengujian stasioneritas terhadap ragam dan rata-rata diperlukan untuk mengonfirmasi asumsi bahwa data *outflow* uang kartal belum stasioner terhadap ragam namun telah stasioner terhadap rata-rata.

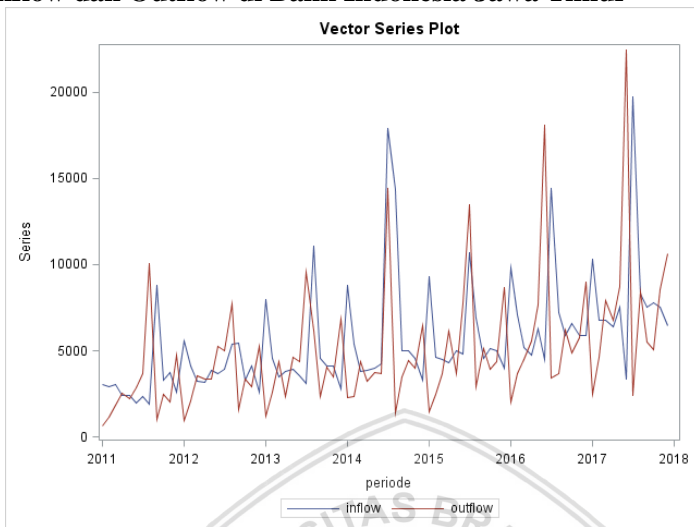
Berdasarkan Gambar 4.2, terdapat beberapa titik pengamatan yang ekstrim sesuai tanda dengan penjelasan sebagai berikut:

1. Pada bulan Juli 2014 *outflow* uang kartal di KPw BI Jawa Timur mencapai Rp 14.441.218.000.000 atau 14.441.218 Juta Rupiah. Hal ini dikarenakan pada bulan tersebut bertepatan dengan bulan Ramadhan dan perayaan Hari Raya Idul Fitri 1435 H. Selain itu, rata-rata suku bunga kredit kelompok pemerintah dan kelompok bank swasta mengalami penurunan, sehingga mendorong peningkatan pertumbuhan kredit. Rata-rata suku bunga kredit bank pemerintah turun dari 12.11% menjadi 12.09%. Kredit bank pemerintah meningkat dari 10.43% menjadi 10.69% (*year on year*). Rata-rata suku bunga kredit kelompok bank swasta turun dari 12.88% menjadi 12.71%. Hal ini dikonfirmasi dengan pertumbuhan kredit kelompok bank swasta naik dari 10.84% (*year on year*). Pertumbuhan Kredit di Jawa Timur pada Triwulan ke III (bulan juli - oktober) tahun 2014 meningkat 6.67%. Pada bulan Juli 2014 masyarakat cenderung membelanjakan uangnya. Meningkatnya kegiatan konsumsi menunjukkan tingginya permintaan uang kartal di masyarakat.
2. Pada bulan Juli 2015 *outflow* uang kartal di KPw BI Jawa Timur mencapai Rp 13.456.555.654.500 atau 13.456.556 Juta Rupiah. Hal ini dikarenakan pada bulan tersebut bertepatan dengan bulan Ramadhan dan perayaan Hari Raya Idul Fitri 1436 H yang menyebabkan konsumsi masyarakat meningkat. Peredaran uang kartal di Indonesia pada bulan Juli 2015 mengalami peningkatan sebesar 14.6%. Kondisi ini beriringan dengan menurunnya suku bunga simpanan sebesar 12.92%, sehingga masyarakat cenderung membelanjakan. Peningkatan likuiditas uang kartal ditunjukkan pula oleh akselerasi pertumbuhan kredit perbankan. Pertumbuhan kredit perbankan pada bulan Juli 2015 tercatat sebesar 9.6%. Kondisi ini menunjukkan permintaan uang kartal yang tinggi.



3. Pada bulan Juni 2016 *outflow* uang kartal di KPw BI Jawa Timur mencapai Rp 18.111.960.003.300 atau 18.111.960 Juta Rupiah. Hal ini disebabkan oleh meningkatnya konsumsi masyarakat dalam menghadapi Hari Raya Idul Fitri 1437 H dan libur sekolah. Tingginya aktivitas ekonomi mempengaruhi peningkatan pengeluaran masyarakat. Apabila dibandingkan dengan nominal *inflow* uang kartal pada periode yang sama. Pada bulan Juni 2016 menunjukkan kondisi *net outflow*. Hal ini berarti uang yang dikeluarkan Bank Indonesia lebih dari uang yang masuk ke kas Bank Indonesia. Kondisi ini juga menunjukkan permintaan uang kartal yang tinggi guna melakukan kegiatan konsumsi.
4. Pada bulan Juni 2017 *outflow* uang kartal di KPw BI Jawa Timur mencapai Rp 22.447.404.451.100 atau 22.447.404 Juta Rupiah. Tingginya *outflow* uang kartal disebabkan oleh meningkatnya aktivitas ekonomi dan konsumsi masyarakat pada bulan Ramadhan, perayaan Hari Raya Idul Fitri 1348 H dan libur sekolah. Tingginya pengeluaran masyarakat didorong oleh meningkatnya penghasilan masyarakat akibat adanya penerimaan Tunjangan Hari Raya (THR). Hal ini terkonfirmasi oleh Survei Konsumen (SK) yang menyatakan adanya peningkatan penghasilan masyarakat dibanding 6 bulan sebelumnya. Peningkatan *outflow* uang kartal juga disebabkan beberapa institusi pendidikan telah melangsungkan pendaftaran ulang di bulan Juni 2017. Selain itu, peningkatan *outflow* uang kartal juga dipengaruhi oleh tingginya animo masyarakat akan emisi uang NKRI baru. *Outflow* uang kartal pada bulan Juni 2017 merupakan *outflow* uang kartal tertinggi yang terjadi sejak bulan Januari 2011.
5. *Outflow* uang kartal terendah terjadi pada bulan Januari 2011 mencapai Rp 622.284.000.000.

### 4.3 Inflow dan Outflow di Bank Indonesia Jawa Timur



Gambar 4.3. Plot Data Variabel *Inflow* dan *Outflow* Uang Kartal

Berdasarkan Gambar 4.3, plot data variabel *inflow* dan *outflow* uang kartal memiliki pola pergerakan yang sama, sehingga mengindikasikan bahwa terdapat hubungan kausalitas antara variabel *inflow* dan *outflow* uang kartal. Untuk mengonfirmasi indikasi adanya hubungan kausalitas pada data *inflow* dan *outflow* uang kartal diperlukan pengujian secara statistik yang akan dibahas pada subbab berikutnya. Secara grafis *inflow* dan *outflow* uang kartal menunjukkan bahwa data belum stasioner terhadap ragam dan telah stasioner terhadap rata-rata. Untuk mengonfirmasi apakah data *inflow* dan *outflow* uang kartal telah stasioner terhadap ragam dan rata-rata pada subbab berikutnya akan dibahas pengujian stasioneritas data secara statistik.

Pola data *inflow* dan *outflow* menunjukkan perubahan pola berulang pada periode tertentu. Pergerakan *inflow* dan *outflow* uang kartal pada periode awal tahun (bulan Januari) hingga pertengahan tahun (bulan Juni, Juli, dan Agustus) menunjukkan pergerakan yang cenderung meningkat. Pada bulan Agustus hingga akhir tahun (bulan Desember) menunjukkan pergerakan menurun. Kecenderungan *inflow* dan *outflow* yang meningkat terjadi selama bulan Ramadhan kemudian kembali normal pasca Hari Raya Idul Fitri. Pada interval waktu Januari 2011 hingga Desember 2017 bulan Ramadhan dan Hari Raya Idul Fitri terjadi pada bulan Juni, Juli, Agustus, September yang setiap tahunnya berubah.

Perubahan pola terjadi secara berulang dan menunjukkan adanya pola musiman pada data *inflow* dan *outflow* uang kartal di Jawa Timur.

Pada bulan Juli 2014 dan Agustus 2014 menunjukkan posisi *netflow* secara berturut-turut – Rp 3.443.311.000.000 dan –Rp 12.917.714.000.000. Nilai *netflow* yang rendah menunjukkan likuiditas bank menurun dan berbanding lurus dengan permintaan uang dimasyarakat yang rendah. Masyarakat cenderung melakukan kegiatan *saving* daripada konsumsi. Pada bulan Juli 2015 menunjukkan keadaan *netflow* yang tinggi. Banyak uang yang dikeluarkan Bank Indonesia lebih besar Rp 2.737.076.000.000 dibanding uang yang masuk ke Bank Indonesia. Tingginya nilai *netflow* menunjukkan likuiditas bank meningkat. Hal ini dapat dipicu karena permintaan uang kartal yang meningkat menjelang perayaan Hari Raya Idul Fitri.

Kondisi *netflow* yang tinggi kembali terjadi pada bulan Juni 2016. Nilai *outflow* uang kartal unggul Rp 13.615.137.000.000 dibanding *inflow* uang kartal. Tingginya *netflow* berbanding lurus dengan likuiditas bank yang meningkat dan permintaan uang yang tinggi. Pada periode Juli 2016 menunjukkan kondisi *netflow* yang rendah sebesar –Rp 10.965.270.000.000. Perlambatan likuiditas perbankan oleh Bank Indonesia dilakukan agar uang yang beredar dimasyarakat tidak semakin tinggi. Dengan kondisi *netflow* yang rendah menggambarkan pula permintaan uang kartal dimasyarakat telah menurun pasca perayaan Hari Raya Idul Fitri 1437 H.

Pada Juni 2017 tercatat *netflow* sebesar Rp 19.115.048.000.000. Nilai ini menunjukkan likuiditas bank yang tinggi. Tingginya permintaan uang ditunjukkan oleh nilai *outflow* lebih dari nilai *inflow*. Penyebab tingginya permintaan *outflow* telah dijelaskan pada subbab sebelumnya. Namun pada bulan Juli 2017 kondisi *netflow* kembali rendah yaitu –Rp 17.281.700.000.000. Hal ini menunjukkan likuiditas bank yang rendah dan permintaan uang yang menurun.

#### **4.4 Pengujian Stasioneritas Data**

Setelah melakukan analisis spektral selanjutnya dilakukan pengujian stasioneritas secara statistik. Untuk mengonfirmasi asumsi data telah stasioner terhadap ragam dan rata-rata.

##### **4.4.1 Stasioneritas Terhadap Ragam**

Pengujian stasioneritas terhadap ragam menggunakan plot *Box-Cox*. Hasil pengujian stasioneritas terhadap ragam dapat dilihat pada lampiran 3 yang diringkaskan pada Tabel 4.2. Masing-masing data deret waktu dikatakan

stasioner apabila nilai lambda ( $\lambda$ ) = 1 dan masuk kedalam selang kepercayaan 95%.

Tabel 4.1 Pengujian Stasioneritas Ragam

Variabel		Nilai Lambda ( $\lambda$ )	Selang Kepercayaan 95%		Kesimpulan
			Batas Bawah	Batas Atas	
Sebelum Transformasi	<i>Inflow</i> ( $X_t$ )	-0,5	-0,75	0	Belum Stasioner
	<i>Outflow</i> ( $Y_t$ )	0	0	0,25	Belum Stasioner
Transformasi Pertama	$\dot{X}_t$	0,75	0,25	1,5	Belum Stasioner
	$\dot{Y}_t$	1,5	-0,5	3	Belum Stasioner
Transformasi Kedua	$\ddot{X}_t$	1	0,25	2	Stasioner
	$\ddot{Y}_t$	1	-0,25	2,25	Stasioner

Berdasarkan plot *Box-Cox* diperoleh nilai lambda ( $\lambda$ ) untuk variabel  $X_t$  sebesar -0,5 dan variabel  $Y_t$  sebesar 0. Kedua nilai ini menunjukkan bahwa masing-masing variabel belum stasioner terhadap ragam. Maka dilakukan transformasi *Box-Cox* yang pertama untuk mencapai stasioner terhadap ragam. Berdasarkan nilai lambda ( $\lambda$ ) pada Tabel 4.1 dan persamaan (2.1) maka transformasi untuk variabel  $\dot{X}_t$  adalah  $\dot{X}_t = (X_t)^{0,5} = \sqrt{X_t}$  dan transformasi untuk variabel  $\dot{Y}_t$  adalah  $\dot{Y}_t = \log(Y_t)$ . Transformasi *Box-Cox* yang pertama menghasilkan variabel baru yaitu variabel  $\dot{X}_t$  dan  $\dot{Y}_t$ . Nilai lambda ( $\lambda$ ) yang dihasilkan dari transformasi *Box-Cox* yang pertama untuk variabel  $\dot{X}_t$  dan  $\dot{Y}_t$  secara berturut-turut adalah 0,75 dan 1,5. Hasil transformasi *Box-Cox* yang kedua menunjukkan bahwa kedua variabel belum stasioner terhadap ragam. Selanjutnya dilakukan transformasi *Box-Cox* kedua untuk variabel  $\ddot{X}_t$  dan  $\ddot{Y}_t$ . Transformasi *Box-Cox* untuk variabel  $\ddot{X}_t$  adalah  $\ddot{X}_t = (\dot{X}_t)^{0,75}$  dan transformasi *Box-Cox* untuk variabel  $\ddot{Y}_t$  adalah  $\ddot{Y}_t = (\dot{Y}_t)^{1,5}$ . Hasil transformasi *Box-Cox* yang kedua diperoleh variabel baru yaitu  $\ddot{X}_t$  dan  $\ddot{Y}_t$ , masing-masing memiliki nilai lambda ( $\lambda$ ) = 1. Setelah transformasi *Box-Cox* dilakukan, kedua variabel telah stasioner terhadap ragam. Hal ini ditunjukkan dengan masing-masing variabel memiliki nilai lambda ( $\lambda$ ) = 1 dan berada di dalam selang kepercayaan 95%.



#### 4.4.2 Stasioneritas Terhadap Rata-Rata Non Musiman

Pada subbab sebelumnya diasumsikan bahwa data *inflow* dan *outflow* uang kartal telah stasioner terhadap rata-rata karena tidak menunjukkan adanya *trend*. Untuk mengonfirmasi asumsi tersebut dilakukan pengujian stasioneritas terhadap rata-rata. Variabel yang digunakan adalah variabel baru yang sudah stasioner terhadap ragam yaitu  $\ddot{X}_t$  dan  $\ddot{Y}_t$ . Untuk menguji stasioneritas terhadap rata-rata dilakukan uji *Augmented Dickey Fuller* (ADF). Hipotesis yang digunakan pada uji ADF yaitu:

$H_0 : \delta = 0$  (data tidak stasioner)

$H_1 : \delta < 0$  (data stasioner)

Hasil pengujian stasioneritas terhadap rata-rata disajikan pada Lampiran 3 yang diringkas pada Tabel 4.3.

Tabel 4.2 Pengujian Stasioneritas Rata-Rata

Data	Nilai Statistik Uji	Nilai Kritis (5%)	<i>p-value</i>	Kesimpulan
$\ddot{X}_t$	-9,3129	-1,9886	0,01	Stasioner
$\ddot{Y}_t$	-10,144	-1,9886	0,01	Stasioner

Berdasarkan hasil uji *Augmented Dickey Fuller* pada Tabel 4.2, dapat diketahui bahwa variabel  $\ddot{X}_t$  memiliki nilai statistik uji *Dickey Fuller* lebih dari nilai kritis (5%) dan *p-value* dari variabel  $\ddot{X}_t$  kurang dari  $\alpha = 5\%$ , sehingga diputuskan untuk menolak hipotesis nol. Pada taraf nyata 5% dapat disimpulkan bahwa variabel  $\ddot{X}_t$  telah stasioner terhadap rata-rata. Nilai statistik uji *Dickey Fuller* variabel  $\ddot{Y}_t$  juga bernilai lebih dari nilai kritis (5%) dan *p-value* dari variabel  $\ddot{Y}_t$  kurang dari  $\alpha = 5\%$ , sehingga diputuskan untuk menolak hipotesis nol. Berdasarkan hasil pengujian ADF pada taraf nyata 5% dapat disimpulkan bahwa variabel  $\ddot{Y}_t$  telah stasioner terhadap rata-rata.

#### 4.4.3 Stasioneritas Terhadap Rata-Rata Musiman

Adanya komponen musiman pada data *inflow* dan *outflow* memungkinkan adanya akar unit musiman pada data. Diperlukan pengujian stasioneritas terhadap rata-rata musiman menggunakan uji ADF musiman. Apabila data belum stasioner terhadap rata-rata musiman maka perlu dilakukan *differencing* musiman. Hipotesis yang digunakan dalam uji ADF musiman sebagai berikut:

$H_0 : \Phi = 0$  (data tidak stasioner) vs

$H_1 : \Phi \neq 0$  (data stasioner)

Hasil uji ADF musiman disajikan pada Lampiran 3 yang diringkas pada Tabel 4.3.

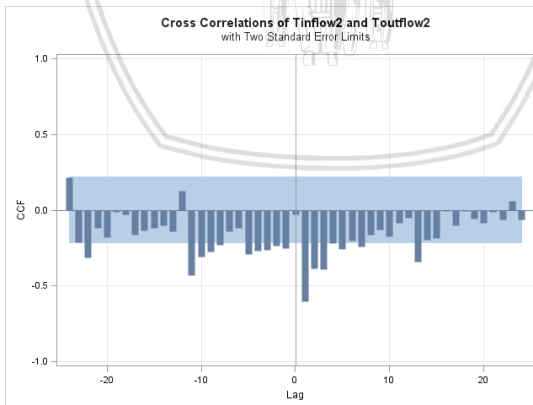
Tabel 4.3 Pengujian Stasioneritas Rata-Rata Musiman

Data	Lag	Nilai Statistik Uji	<i>p-value</i>	Keputusan
$\ddot{X}_t$	0	-25,4084	0,0025	Tolak $H_0$
	1	-23,2669	0,0043	
	2	-23,8941	0,0032	
$\ddot{Y}_t$	0	-17,0688	0,0215	Tolak $H_0$
	1	-15,8748	0,0288	
	2	-15,5873	0,0307	

Berdasarkan Tabel 4.3. diketahui bahwa masing-masing variabel pada *lag* ke-0, ke-1, ke-2 memiliki *p-value* statistik DF kurang dari  $\alpha = 5\%$ . Dapat disimpulkan bahwa masing-masing variabel telah stasioner terhadap rata-rata musiman sehingga tidak perlu dilakukan *diffencing* musiman.

#### 4.5 Identifikasi Hubungan Kausalitas Bilateral

Pengujian hubungan kausalitas variabel *inflow* dan *outflow* mengharuskan variabel-variabel yang hendak diidentifikasi telah bersifat stasioner. Pada pengujian hubungan kausalitas digunakan variabel  $\ddot{X}_t$  dan  $\ddot{Y}_t$ . Identifikasi hubungan kausalitas bilateral menggunakan plot CCF. Pada pengujian ini, ingin diketahui hubungan kausalitas antara variabel  $\ddot{X}_t$  dan  $\ddot{Y}_t$ .



Gambar 4.4 Plot Korelasi Silang (CCF)

Berdasarkan Gambar 4.4 diketahui bahwa terdapat nilai korelasi silang yang signifikan pada *lag* di ruas positif dan ruas negatif. Hal ini

berarti  $\check{X}_t$  dan  $\check{Y}_t$  secara grafis memiliki hubungan kausalitas bilateral (*Bilateral Causality*). Nilai dari  $\check{X}_t$  saat ini dipengaruhi oleh  $\check{X}_t$  di periode sebelumnya dan  $\check{Y}_t$  di periode sebelumnya. Hal ini berlaku sebaliknya.

#### 4.6 Identifikasi Model *Seasonal VAR*( $p$ )( $P$ )<sub>s</sub>

Identifikasi model dilakukan untuk mengetahui orde *Seasonal VAR*(1)(1)<sub>12</sub> menggunakan skema MPACF untuk menentukan orde  $p$ . Skema *Matrix Partial Autocorrelation Function* (MPACF) dapat dilihat pada Lampiran 4. Nilai MPACF dapat dilihat pada Lampiran 4. Contoh perhitungan MPACF dapat dilihat pada Lampiran 10 dan Lampiran 11.

Tabel 4.4 Skema MPACF

Variabel	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	...	20
$\check{X}_t$	+ -	..	..	..	..	..	..	..	..	..	·-	·+	..	...	..
$\check{Y}_t$	- ·	..	..	..	..	..	..	..	..	..	..	·+	..	...	..

Berdasarkan skema MPACF pada Tabel 4.4, dapat diketahui bahwa simbol (+) dan (-) menunjukkan adanya korelasi silang positif dan negatif lebih dari atau kurang dari 2 kali simpangan baku. Hal ini berarti terdapat korelasi silang yang signifikan. Sedangkan simbol (·) menunjukkan nilai korelasi silang berada di dalam selang 2 kali simpangan baku, yang berarti tidak terapat korelasi silang yang signifikan.

Pada skema MPACF Tabel 4.4, dapat diketahui bahwa nilai korelasi silang parsial signifikan pada *time lag* ke-1, ke-11, dan ke-12. Pada *time lag* ke-13 hingga *time lag* ke-20 menunjukkan tidak ada korelasi silang yang signifikan. Pada *lag* ke-12 menunjukkan adanya pola musiman yang signifikan. Orde VAR non musiman ( $p$ ) adalah 1. Orde VAR pada musiman ( $P$ ) adalah 1 dengan periode musiman ( $s$ ) adalah 12. Dengan demikian dapat dibentuk model tentatif yaitu *Seasonal VAR* (1)(1)<sub>12</sub> dan VAR(1).

Model tentatif yang akan dipilih menggunakan prinsip parsimoni, yaitu semakin sederhana suatu model statistik dengan jumlah variabel dependen yang cukup informatif dapat menjelaskan model, maka semakin baik model statistik tersebut. Berdasarkan prinsip parsimoni didapatkan kriteria nilai AIC beberapa model tentatif yang disajikan pada Tabel 4.5 sebagai berikut:

Tabel 4.5 Nilai AIC pada Model Tentatif

Model	Nilai AIC
<i>Seasonal VAR</i> (1)(1) <sub>12</sub>	-10.0101
VAR(1)	-8.700742

Berdasarkan Tabel 4.5. dapat diketahui bahwa model dengan nilai AIC terkecil yaitu model *Seasonal VAR(1)(1)<sub>12</sub>*. Model *Seasonal VAR(1)(1)<sub>12</sub>* merupakan model terbaik untuk menjelaskan data *inflow* dan *outflow*. Model tersebut digunakan untuk analisis selanjutnya. Secara matematis model *Seasonal VAR(1)(1)<sub>12</sub>* dapat ditulis dalam bentuk matriks sebagai berikut:

$$\begin{aligned} & \Phi(B^{12})\phi(B)Z_t = \varepsilon_t \\ Z_t &= \mu + \phi_1 Z_{t-1} + \Phi_1 Z_{t-12} + \phi_1 \Phi_1 Z_{t-12-1} + \varepsilon_t \\ \begin{bmatrix} \ddot{X}_t \\ \ddot{Y}_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \mu_x \\ \mu_y \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{1,11} & \phi_{1,12} \\ \phi_{1,21} & \phi_{1,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ddot{X}_{t-1} \\ \ddot{Y}_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Phi_{1,11} & \Phi_{1,12} \\ \Phi_{1,21} & \Phi_{1,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ddot{X}_{t-12} \\ \ddot{Y}_{t-12} \end{bmatrix} + \\ & \begin{bmatrix} \phi_{1,11} & \phi_{1,12} \\ \phi_{1,21} & \phi_{1,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Phi_{1,11} & \Phi_{1,12} \\ \Phi_{1,21} & \Phi_{1,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ddot{X}_{t-12-1} \\ \ddot{Y}_{t-12-1} \end{bmatrix} + \varepsilon_t \\ \begin{bmatrix} \ddot{X}_t \\ \ddot{Y}_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} \mu_x \\ \mu_y \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{1,11} & \phi_{1,12} \\ \phi_{1,21} & \phi_{1,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ddot{X}_{t-1} \\ \ddot{Y}_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Phi_{1,11} & \Phi_{1,12} \\ \Phi_{1,21} & \Phi_{1,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ddot{X}_{t-12} \\ \ddot{Y}_{t-12} \end{bmatrix} + \\ & \begin{bmatrix} \phi_{1,11} & \phi_{1,12} \\ \phi_{1,21} & \phi_{1,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Phi_{1,11} & \Phi_{1,12} \\ \Phi_{1,21} & \Phi_{1,22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ddot{X}_{t-13} \\ \ddot{Y}_{t-13} \end{bmatrix} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4.1)$$

#### 4.7 Pendugaan dan Uji Signifikansi Parameter Model *Seasonal VAR(1)(1)<sub>12</sub>*

Untuk menduga parameter pada *Seasonal VAR(1)(1)<sub>12</sub>* salah satunya menggunakan metode *maximum likelihood*. Model tentatif yang terbentuk perlu dilakukan pengujian signifikansi pada masing-masing parameter. Kemudian dilanjutkan uji kelayakan model agar didapatkan model terbaik dan menghasilkan peramalan yang sesuai. Parameter model yang baik apabila parameter tersebut signifikan dengan *p-value* dari statistik uji kurang dari  $\alpha = 5\%$ . Hasil pendugaan parameter dari model tentatif dapat dilihat pada Lampiran 9. Ringkasan hasil pendugaan parameter model tentatif yang semua parameternya signifikan pada  $\alpha = 5\%$  akan disajikan pada Tabel 4.6:

Tabel 4.6 Pengujian Signifikansi Parameter

Parameter	Koefisien	<i>p-value</i>	Keterangan
$\mu_x$	0,0163	0,0013	<b>Signifikan</b>
$\mu_y$	4,8000	0,0631	Tidak Signifikan
$\phi_{1,11}$	0,1717	0,1541	Tidak Signifikan
$\phi_{1,12}$	-0,0003	0,3686	Tidak Signifikan
$\phi_{1,21}$	36,2183	0,4386	Tidak Signifikan
$\phi_{1,22}$	-0,2051	0,1144	Tidak Signifikan



Parameter	Koefisien	<i>p-value</i>	Keterangan
$\Phi_{1,11}$	0,6635	<0,001	<b>Signifikan</b>
$\Phi_{1,12}$	-0,00025	0,2203	Tidak Signifikan
$\Phi_{1,21}$	35,5832	0,1814	Tidak Signifikan
$\Phi_{1,22}$	0,7765	<0,001	<b>Signifikan</b>

Keterangan :

Yang dicetak tebal merupakan parameter yang signifikan pada  $\alpha = 5\%$

Berdasarkan hasil pendugaan parameter pada Tabel 4.6, diketahui bahwa parameter yang signifikan pada  $\alpha = 5\%$  yaitu parameter  $\mu_x, \phi_{1,11}$  dan  $\phi_{1,22}$ . Pada penelitian ini digunakan model penuh sehingga semua parameter digunakan. Berdasarkan Tabel 4.6, maka persamaan (4.1) dapat dibentuk persamaan berikut :

$$\begin{aligned}
 \begin{bmatrix} \ddot{X}_t \\ \ddot{Y}_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} 0,0163 \\ 4,8000 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,1717 & -0,0003 \\ 36,2183 & -0,2051 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ddot{X}_{t-1} \\ \ddot{Y}_{t-1} \end{bmatrix} + \\
 &\quad \begin{bmatrix} 0,6635 & -0,00025 \\ 35,5832 & 0,7765 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ddot{X}_{t-12} \\ \ddot{Y}_{t-12} \end{bmatrix} + \\
 &\quad \begin{bmatrix} 0,1717 & -0,0003 \\ 36,2183 & -0,2051 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0,6635 & -0,00025 \\ 35,5832 & 0,7765 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ddot{X}_{t-13} \\ \ddot{Y}_{t-13} \end{bmatrix} \\
 &\quad + \begin{bmatrix} \varepsilon_{\ddot{x}_t} \\ \varepsilon_{\ddot{y}_t} \end{bmatrix} \\
 \begin{bmatrix} \ddot{X}_t \\ \ddot{Y}_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} 0,0163 \\ 4,8000 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,1717 & -0,0003 \\ 36,2183 & -0,2051 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ddot{X}_{t-1} \\ \ddot{Y}_{t-1} \end{bmatrix} \\
 &\quad + \begin{bmatrix} 0,6635 & -0,00025 \\ 35,5832 & 0,7765 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ddot{X}_{t-12} \\ \ddot{Y}_{t-12} \end{bmatrix} \\
 &\quad + \begin{bmatrix} 0,103248 & -0,00028 \\ 16,73273 & -0,16831 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ddot{X}_{t-13} \\ \ddot{Y}_{t-13} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{\ddot{x}_t} \\ \varepsilon_{\ddot{y}_t} \end{bmatrix} \tag{4.2}
 \end{aligned}$$

Persamaan (4.2) dapat ditulis dalam bentuk non matriks sebagai berikut:

$$\begin{aligned}
 \ddot{X}_t &= 0,0163 + 0,1717\ddot{X}_{t-1} - 0,0003\ddot{Y}_{t-1} + 0,6635\ddot{X}_{t-12} - \\
 &\quad 0,00025\ddot{Y}_{t-12} + 0,103248\ddot{X}_{t-13} - 0,00028\ddot{Y}_{t-13} + \varepsilon_{\ddot{x}_t} \\
 \ddot{Y}_t &= 4,8000 + 36,2183\ddot{X}_{t-1} - 0,2051\ddot{Y}_{t-1} + 35,5832\ddot{X}_{t-12} - \\
 &\quad 0,7765\ddot{Y}_{t-12} + 16,73273\ddot{X}_{t-13} - 0,16831\ddot{Y}_{t-13} + \varepsilon_{\ddot{y}_t} \tag{4.3}
 \end{aligned}$$

di mana,

$\ddot{X}_t$  : data *inflow* uang kartal di Jawa Timur yang stasioner terhadap ragam dan rata-rata

$\check{Y}_t$  : data *outflow* uang kartal di Jawa Timur yang stasioner terhadap ragam dan rata-rata

Berdasarkan persamaan (4.3), dapat dijelaskan bahwa rata-rata nilai *inflow* uang kartal di Jawa Timur tanpa mempertimbangkan faktor lainnya sebesar Rp 16.300 (0,0163 juta rupiah). Apabila perubahan *inflow* uang kartal pada satu periode sebelumnya mengalami peningkatan sebesar 1 juta rupiah, maka *inflow* uang kartal pada periode sekarang akan meningkat sebesar Rp 171.700 (0,1717 juta rupiah). Apabila perubahan *outflow* uang kartal pada satu periode sebelumnya mengalami peningkatan sebesar 1 juta rupiah, maka *inflow* uang kartal pada periode sekarang akan menurun sebesar Rp 300 (0,0003 juta rupiah). *Inflow* uang kartal pada periode sekarang juga mendapat pengaruh positif oleh *inflow* uang kartal pada duabelas dan tigabelas periode sebelumnya. Setiap kenaikan 1 juta *inflow* uang kartal pada duabelas periode sebelumnya akan meningkatkan *inflow* pada periode sekarang sebesar Rp 663.500 (0,6635 juta rupiah). Kenaikan 1 juta *inflow* pada tigabelas periode sebelumnya akan meningkatkan *inflow* pada periode sekarang sebesar Rp 103.248 (0,103248 juta rupiah). Setiap kenaikan *outflow* uang kartal pada duabelas dan tigabelas periode sebelumnya memberikan pengaruh negatif terhadap nilai *inflow* pada periode sekarang. Setiap kenaikan 1 juta *outflow* uang kartal pada duabelas periode sebelumnya menurunkan nilai *inflow* uang kartal pada periode sekarang sebesar Rp 250 (0,00025 juta rupiah). Setiap kenaikan 1 juta *outflow* uang kartal pada tigabelas periode sebelumnya menurunkan nilai *inflow* uang kartal pada periode sekarang sebesar Rp 280 (0,00028 juta rupiah).

Berdasarkan persamaan (4.3) dapat diketahui bahwa *outflow* uang kartal pada periode sekarang dipengaruhi oleh nilai *inflow* dan *outflow* uang kartal pada satu periode sebelumnya, duabelas periode sebelumnya dan tigabelas periode sebelumnya. Tanpa memperhatikan faktor lain rata-rata nilai *outflow* pada periode sekarang sebesar Rp 4.800.000 (4,800 juta rupiah). Setiap peningkatan 1 juta *inflow* uang kartal pada satu periode sebelumnya akan meningkatkan *outflow* uang kartal pada periode sekarang sebesar Rp 36.218.300 (36,2183 juta rupiah). Setiap peningkatan 1 juta *outflow* uang kartal pada satu periode sebelumnya akan menurunkan *outflow* uang kartal pada periode sekarang sebesar Rp 205.100 (0,2051 juta rupiah). *Inflow* uang kartal pada duabelas dan tigabelas periode sebelumnya memberikan pengaruh positif terhadap nilai *outflow* pada periode sekarang. Setiap kenaikan 1 juta *inflow* uang kartal pada duabelas periode sebelumnya memberikan pengaruh sebesar Rp 35.583.200 (35,5832 juta

repository.ub.ac.id

rupiah) terhadap nilai *outflow* uang kartal periode sekarang. Setiap kenaikan 1 juta *inflow* uang kartal pada tigabelas periode sebelumnya memberikan pengaruh sebesar Rp 16.732.730 (16,73273 juta rupiah) terhadap nilai *outflow* pada periode sekarang. *Outflow* uang kartal pada duabelas dan tigabelas periode sebelumnya memberikan pengaruh negatif terhadap nilai *outflow* pada periode sekarang. Setiap kenaikan 1 juta *outflow* uang kartal pada duabelas dan tigabelas periode sebelumnya akan menurunkan nilai *outflow* pada periode sekarang masing-masing sebesar Rp 776.500 (0,7765 juta rupiah) dan Rp 168.300 (0,1683 juta rupiah).

#### 4.8 Diagnostik Sisaan Model *Seasonal VAR(1)(1)<sub>12</sub>*

Diagnostik sisaan model bertujuan untuk menguji kelayakan model apakah asumsi yang mendasari model *Seasonal VAR(1)(1)<sub>12</sub>* terpenuhi. Asumsi yang dimaksud adalah non autokorelasi dan normalitas multivariat.

##### 4.8.1 Asumsi Non Autokorelasi

Untuk mengetahui apakah sisaan model *Seasonal VAR(1)(1)<sub>12</sub>* bersifat *white noise* maka dilakukan pemeriksaan kelayakan model *Seasonal VAR(1)(1)<sub>12</sub>* menggunakan uji multivariat *Ljung-Box (Q)*. Hipotesis yang digunakan pada uji multivariat *Ljung-Box* yaitu:

$H_0 : \mathbf{R}_k = (R_1, \dots, R_{20}) = 0$  (semua autokorelasi sisaan *lag* ke-*k* tidak nyata) vs

$H_1 : \mathbf{R}_k \neq 0$  (terdapat autokorelasi sisaan hingga *lag* ke-*k* yang tidak nyata)

Sisaan model *Seasonal VAR(1)(1)<sub>12</sub>* dikatakan bersifat *white noise* apabila tidak ada autokorelasi yang signifikan pada taraf nyata  $\alpha = 5\%$ . Hasil pengujian kelayakan model menggunakan uji multivariat *Ljung-Box* secara lengkap dapat dilihat pada Lampiran 7. Ringkasan hasil uji multivariat *Ljung-Box* pada model *Seasonal VAR(1)(1)<sub>12</sub>* disajikan pada Tabel 4.7. sebagai berikut:

Tabel 4.7 Hasil Uji Multivariat *Ljung-Box*

Lag	Statistik <i>Q</i>	<i>p-value</i>
1	0,933	0,91
2	2,332	0,97
3	5,265	0,95
4	8,985	0,91
5	10,278	0,96
6	18,511	0,78
7	21,323	0,81
8	21,801	0,91

Lag	Statistik $Q$	$p$ -value
9	26,730	0,87
10	29,368	0,89
11	39,790	0,65
12	41,028	0,75
13	54,798	0,37
⋮	⋮	⋮
20	74,415	0,66
21	78,385	0,65
22	80,348	0,71
23	98,263	0,31
24	116,151	0,08

Berdasarkan hasil uji multivariat *Ljung-Box* pada Tabel 4.7 diketahui semakin bertambahnya panjang *lag* maka  $p$ -value semakin kecil. Pada *lag* ke-1 hingga ke-12  $p$ -value dari statistik  $Q > \alpha = 5\%$ . Kemudian pada *lag* ke-13, ke-23, dan ke-24  $p$ -value  $< \alpha = 5\%$  maka keputusannya menerima  $H_0$ . Dapat disimpulkan bahwa sisaan model *Seasonal VAR(1)(1)<sub>12</sub>* belum bersifat *white noise*.

#### 4.8.2 Asumsi Normalitas Multivariat

Pengujian asumsi normalitas multivariat pada vektor sisaan bertujuan untuk menjelaskan kecukupan model. Sisaan yang tidak berdistribusi normal dapat menunjukkan kesalahan spesifikasi model. Pengujian dilakukan dengan membandingkan nilai statistik uji *Jarque-Berra* dengan nilai kritisnya. Hasil pengujian normalitas multivariat disajikan pada Tabel 4.8.

Hipotesis yang digunakan pada pengujian asumsi normalitas multivariat sebagai berikut:

$H_0$  : sisaan model berdistribusi normal multivariat vs

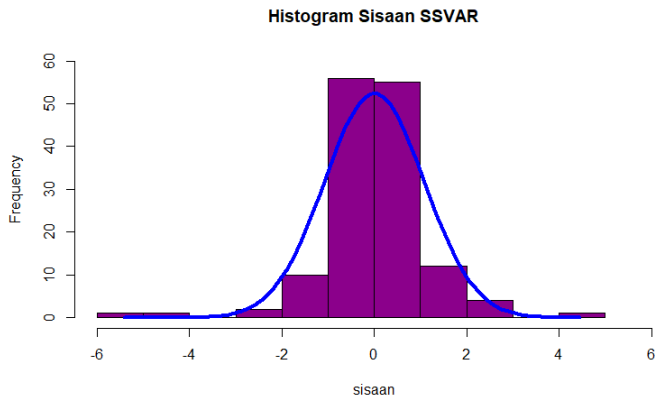
$H_1$  : sisaan model tidak berdistribusi normal multivariat

Tabel 4.8 Uji Asumsi Normalitas Multivariat

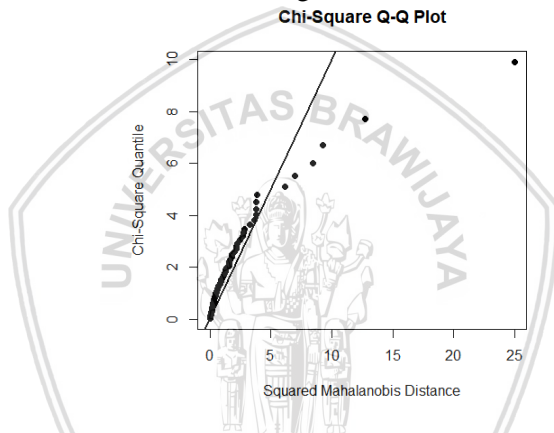
Nilai Statistiiik Uji	Nilai Kritis $\alpha = 5\%$
127,5303	11,0705

Berdasarkan Tabel 4.8, diketahui bahwa sisaan model *Seasonal VAR(1)(1)<sub>12</sub>* memiliki nilai statistik uji lebih dari nilai kritis  $\chi^2_{0.05;5}$ , maka diputuskan menolak hipotesis nol. Disimpulkan bahwa sisaan model *Seasonal VAR(1)(1)<sub>12</sub>* tidak berdistribusi normal multivariat.





Gambar 4.5 Histogram Sisaan SVAR



Gambar 4.6 Normal Multivariat Q-Q Plot

Berdasarkan Histogram pada Gambar 4.5. diketahui bahwa data menjulur ke kiri (*negative skewness*). Distribusi pada Gambar 4.5 menunjukkan simetris terhadap nilai tengahnya, namun bentuknya hampir runcing. Berdasarkan Normal Multivariat Q-Q Plot pada Gambar 4.6. dapat diketahui terdapat data yang menyebar tidak di sekitar garis diagonal dan diindikasikan sebagai pencilan. Adanya pencilan menyebabkan sisaan tidak berdistribusi normal multivariat.

Berdasarkan diagnostik sisaan model disimpulkan bahwa sisaan model *Seasonal VAR(1)(1)<sub>12</sub>* belum memenuhi asumsi non autokorelasi dan tidak berdistribusi normalitas multivariat. Selanjutnya dilakukan *structural decomposition* untuk mendapatkan model *Structural Seasonal VAR(1)(1)<sub>12</sub>*.

#### 4.9 **Modelan *Structural Seasonal Vector Autoregressive (SSVAR)***

Pemodelan SSVAR antara variabel *inflow* dan *outflow* uang kartal menggunakan restriksi jangka pendek dibentuk dari sisaan model *Seasonal VAR(1)(1)<sub>12</sub>*. Pada penelitian ini tidak mempertimbangkan hubungan jangka panjang antara variabel *inflow* dan *outflow* uang kartal. Pembentukan restriksi jangka pendek dalam pemodelan SVAR dengan dua variabel endogen mengikuti persamaan (2.99) dan (2.100). Tabel 4.9 menyajikan hasil pendugaan parameter model SVAR.

Tabel 4.9 Pendugaan Parameter Sisaan SSVAR

Matriks	Parameter	Koefisien
Kovarian Residual	$\sigma_x^2$	0,0000156032
	$\sigma_{12}$	0,000841894
	$\sigma_{21}$	0,000841894
	$\sigma_y^2$	2,321829692
K	$b_{21}$	-53,9563
C	$b_{21}$	53,9563
A	$a_{12}$	0,00419
	$a_{21}$	1,565
B	$b_{21}$	-53,9563

Berdasarkan Tabel 4.9, dapat diketahui bahwa :

1. Model-K *Structural Seasonal VAR (1)(1)<sub>12</sub>* dari dua variabel endogen dengan restriksi jangka pendek sebagai berikut:

$$\begin{aligned}
 \begin{bmatrix} \ddot{X}_t \\ \ddot{Y}_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -54 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0,0165 \\ 4,8000 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -54 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0,1717 & -0,0003 \\ 36,2183 & -0,2051 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ddot{X}_{t-1} \\ \ddot{Y}_{t-1} \end{bmatrix} \\
 &+ \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -54 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0,6635 & -0,00025 \\ 35,5832 & 0,7765 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ddot{X}_{t-12} \\ \ddot{Y}_{t-12} \end{bmatrix} \\
 &+ \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -54 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 0,103248 & -0,00028 \\ 16,73273 & -0,16831 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ddot{X}_{t-13} \\ \ddot{Y}_{t-13} \end{bmatrix} \\
 &+ \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -54 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{\dot{x}_t} \\ \varepsilon_{\dot{y}_t} \end{bmatrix} \\
 \begin{bmatrix} \ddot{X}_t \\ \ddot{Y}_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} 0,0165 \\ 4,2059 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,1717 & -0,0003 \\ 6,9214 & -0,1874 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ddot{X}_{t-1} \\ \ddot{Y}_{t-1} \end{bmatrix} \\
 &+ \begin{bmatrix} 0,6575 & -0,0003 \\ 0,6098 & 0,7912 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ddot{X}_{t-12} \\ \ddot{Y}_{t-12} \end{bmatrix} \\
 &+ \begin{bmatrix} 0,1010 & -0,0003 \\ -2,2129 & -0,1475 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ddot{X}_{t-13} \\ \ddot{Y}_{t-13} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{\dot{x}_t} \\ \varepsilon_{\dot{y}_t} - 54\varepsilon_{\dot{x}_t} \end{bmatrix} \tag{4.4}
 \end{aligned}$$



Dalam bentuk persamaan non matriks diperoleh:

$$\begin{aligned}\ddot{X}_t &= 0,0165 + 0,1717\ddot{X}_{t-1} - 0,0003\ddot{Y}_{t-1} + 0,6575\ddot{X}_{t-12} - 0,0003\ddot{Y}_{t-12} \\ &\quad + 0,1010\ddot{X}_{t-13} - 0,0003\ddot{Y}_{t-12} + e_{\ddot{x}_t} \\ \ddot{Y}_t &= 4,2059 + 6,9214\ddot{X}_{t-1} - 0,1874\ddot{Y}_{t-1} + 0,6098\ddot{X}_{t-12} + 0,7912\ddot{Y}_{t-12} \\ &\quad - 2,2129\ddot{X}_{t-13} - 0,1475\ddot{Y}_{t-12} + e_{\ddot{y}_t}\end{aligned}$$

$$e_{\ddot{x}_t} = \varepsilon_{\ddot{x}_t}$$

$$e_{\ddot{y}_t} = -54\varepsilon_{\ddot{x}_t} + \varepsilon_{\ddot{y}_t}$$

di mana:

$e_{\ddot{x}_t}$  : sisaan *inflow* uang kartal

$e_{\ddot{y}_t}$  : sisaan *outflow* uang kartal.

Berdasarkan model tersebut dapat disimpulkan bahwa *inflow* uang kartal pada bulan ini dipengaruhi oleh *inflow* uang kartal pada bulan lalu sebesar Rp 171.700 (0,1717 juta rupiah), *inflow* uang kartal pada dua belas bulan lalu sebesar Rp 657.500 (0,6575 juta rupiah), *inflow* uang kartal pada tiga belas bulan lalu sebesar Rp 101.000 (0,1010 juta rupiah). Selain itu juga dipengaruhi oleh *outflow* bulan lalu sebesar -Rp 300 (-0,0003 juta rupiah), *outflow* dua belas bulan lalu sebesar -Rp 300 (-0,0003 juta rupiah), dan *outflow* tiga belas bulan lalu sebesar -Rp 300 (-0,0003 juta rupiah).

Sedangkan *outflow* uang kartal pada bulan ini dipengaruhi oleh *inflow* uang kartal pada bulan lalu sebesar Rp 6.921.400 (6,9214 juta rupiah), *inflow* uang kartal pada dua belas bulan lalu sebesar Rp 609.800 (0,6098 juta rupiah), *inflow* uang kartal pada tiga belas bulan lalu sebesar -Rp 2.212.900 (-2,2129 juta rupiah). Selain itu *outflow* uang kartal pada bulan lalu juga mempengaruhi sebesar -Rp 187.400 (-0,1874 juta rupiah), *outflow* uang kartal pada dua belas bulan lalu sebesar Rp 791.200 (0,7912 juta rupiah) dan *outflow* uang kartal pada tiga belas bulan lalu Rp -147.500 (-0,1475 juta rupiah).

Dapat diketahui bahwa sisaan dari model *Seasonal VAR*(1)(1)<sub>12</sub> mempunyai pengaruh sebesar  $e_{\ddot{x}_t}$  bagi sisaan  $\varepsilon_{\ddot{x}_t}$  dan  $e_{\ddot{y}_t} + 54\varepsilon_{\ddot{x}_t}$  bagi sisaan  $\varepsilon_{\ddot{y}_t}$ .

2. Model-C *Structural Seasonal VAR* (1)(1)<sub>12</sub> dari dua variabel endogen dengan restriksi jangka pendek sebagai berikut:

$$\begin{aligned}\begin{bmatrix} \ddot{X}_t \\ \ddot{Y}_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} 0,0165 \\ 4,8000 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,1717 & -0,0003 \\ 36,2183 & -0,2051 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ddot{X}_{t-1} \\ \ddot{Y}_{t-1} \end{bmatrix} \\ &\quad + \begin{bmatrix} 0,6635 & -0,00025 \\ 35,5832 & 0,7765 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ddot{X}_{t-12} \\ \ddot{Y}_{t-12} \end{bmatrix} \\ &\quad + \begin{bmatrix} 0,103248 & -0,00028 \\ 16,73273 & -0,16831 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ddot{X}_{t-13} \\ \ddot{Y}_{t-13} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 54 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{\ddot{x}_t} \\ \varepsilon_{\ddot{y}_t} \end{bmatrix}\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 \begin{bmatrix} \ddot{X}_t \\ \ddot{Y}_t \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} 0,0165 \\ 4,8000 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,1717 & -0,0003 \\ 36,2183 & -0,2051 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ddot{X}_{t-1} \\ \ddot{Y}_{t-1} \end{bmatrix} \\
 &+ \begin{bmatrix} 0,6635 & -0,00025 \\ 35,5832 & 0,7765 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ddot{X}_{t-12} \\ \ddot{Y}_{t-12} \end{bmatrix} \\
 &+ \begin{bmatrix} 0,103248 & -0,00028 \\ 16,73273 & -0,16831 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ddot{X}_{t-13} \\ \ddot{Y}_{t-13} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{\ddot{x}_t} \\ 54\varepsilon_{\ddot{x}_t} + \varepsilon_{\ddot{y}_t} \end{bmatrix} \tag{4.5}
 \end{aligned}$$

Dalam bentuk persamaan non matriks diperoleh:

$$\begin{aligned}
 \ddot{X}_t &= 0,0163 + 0,1717\ddot{X}_{t-1} - 0,0003\ddot{Y}_{t-1} + 0,6635\ddot{X}_{t-12} - \\
 &0,00025\ddot{Y}_{t-12} + 0,103248\ddot{X}_{t-13} - 0,00028\ddot{Y}_{t-13} + e_{\ddot{x}_t} \\
 \ddot{Y}_t &= 4,8000 + 36,2183\ddot{X}_{t-1} - 0,2051\ddot{Y}_{t-1} + 35,5832\ddot{X}_{t-12} - \\
 &0,7765\ddot{Y}_{t-12} + 16,73273\ddot{X}_{t-13} - 0,16831\ddot{Y}_{t-13} + e_{\ddot{y}_t}
 \end{aligned}$$

$$e_{\ddot{x}_t} = \varepsilon_{\ddot{x}_t}$$

$$e_{\ddot{y}_t} = -54\varepsilon_{\ddot{x}_t} + \varepsilon_{\ddot{y}_t}$$

di mana:

$e_{\ddot{x}_t}$  : sisaan *inflow* uang kartal

$e_{\ddot{y}_t}$  : sisaan *outflow* uang kartal.

Berdasarkan model tersebut dapat disimpulkan bahwa *inflow* uang kartal pada bulan ini dipengaruhi oleh *inflow* uang kartal pada bulan lalu sebesar Rp 171.700 (0,1717 juta rupiah), *inflow* uang kartal pada dua belas bulan lalu sebesar Rp 663.500 (0,6635 juta rupiah), *inflow* uang kartal pada tiga belas bulan lalu sebesar Rp 103.248 (0,103248 juta rupiah). Selain itu juga dipengaruhi oleh *outflow* bulan lalu sebesar -Rp 300 (-0,0003 juta rupiah), *outflow* dua belas bulan lalu sebesar -Rp 250 (-0,00025 juta rupiah), dan *outflow* tiga belas bulan lalu sebesar -Rp 280 (-0,00028 juta rupiah).

Sedangkan *outflow* uang kartal pada bulan ini dipengaruhi oleh *inflow* uang kartal pada bulan lalu sebesar Rp 36218.300 (36,2183 juta rupiah), *inflow* uang kartal pada dua belas bulan lalu sebesar Rp 35.583.200 (35,5842 juta rupiah), *inflow* uang kartal pada tiga belas bulan lalu sebesar Rp 16.732.730 (16,73273 juta rupiah). Selain itu *outflow* uang kartal pada bulan lalu juga mempengaruhi sebesar -Rp 205.100 (-0,2051 juta rupiah), *outflow* uang kartal pada dua belas bulan lalu sebesar Rp 776.500 (0,7765 juta rupiah) dan *outflow* uang kartal pada tiga belas bulan lalu Rp -168.300 (-0,1683 juta rupiah).

Dapat diketahui bahwa sisaan dari model *Seasonal VAR(1)(1)<sub>12</sub>* mempunyai pengaruh sebesar  $e_{\ddot{x}_t}$  bagi sisaan  $\varepsilon_{\ddot{x}_t}$  dan  $e_{\ddot{y}_t} - 54\varepsilon_{\ddot{x}_t}$  bagi sisaan  $\varepsilon_{\ddot{y}_t}$ .



3. Berdasarkan Tabel 4.9 maka hubungan jangka pendek dari sisaan *inflow* dan *outflow* adalah:

$$A\varepsilon_t = B e_t$$

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{\dot{x}_t} \\ \varepsilon_{\dot{y}_t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 \\ 0 & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{\dot{x}_t} \\ e_{\dot{y}_t} \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 \\ -54 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{\dot{x}_t} \\ \varepsilon_{\dot{y}_t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,004419 & 0 \\ 0 & 1,565 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{\dot{x}_t} \\ e_{\dot{y}_t} \end{bmatrix} \quad (4.6)$$

atau dalam bentuk persamaan non-matriks menjadi:

$$\varepsilon_{\dot{x}_t} = 0,004419 e_{\dot{x}_t} \quad (4.7)$$

$$\varepsilon_{\dot{y}_t} = 54 \varepsilon_{\dot{x}_t} + 1,565 e_{\dot{y}_t} \quad (4.8)$$

Model-AB *Structural Seasonal VAR* (1)(1)<sub>12</sub> dari dua variabel endogen dengan restriksi jangka pendek sebagai berikut:

$$\begin{bmatrix} \ddot{X}_t \\ \ddot{Y}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,0165 \\ 4,8000 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,1717 & -0,0003 \\ 36,2183 & -0,2051 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ddot{X}_{t-1} \\ \ddot{Y}_{t-1} \end{bmatrix}$$

$$+ \begin{bmatrix} 0,6635 & -0,00025 \\ 35,5832 & 0,7765 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ddot{X}_{t-12} \\ \ddot{Y}_{t-12} \end{bmatrix}$$

$$+ \begin{bmatrix} 0,103248 & -0,00028 \\ 16,73273 & -0,16831 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ddot{X}_{t-13} \\ \ddot{Y}_{t-13} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{\dot{x}_t} \\ \varepsilon_{\dot{y}_t} \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} \ddot{X}_t \\ \ddot{Y}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,0165 \\ 4,8000 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,1717 & -0,0003 \\ 36,2183 & -0,2051 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ddot{X}_{t-1} \\ \ddot{Y}_{t-1} \end{bmatrix}$$

$$+ \begin{bmatrix} 0,6635 & -0,00025 \\ 35,5832 & 0,7765 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ddot{X}_{t-12} \\ \ddot{Y}_{t-12} \end{bmatrix}$$

$$+ \begin{bmatrix} 0,103248 & -0,00028 \\ 16,73273 & -0,16831 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \ddot{X}_{t-13} \\ \ddot{Y}_{t-13} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0,004419 e_{\dot{x}_t} \\ 54 \varepsilon_{\dot{x}_t} + 1,565 e_{\dot{y}_t} \end{bmatrix} \quad (4.9)$$

Dalam bentuk persamaan non matriks diperoleh:

$$\ddot{X}_t = 0,0163 + 0,1717 \ddot{X}_{t-1} - 0,0003 \ddot{Y}_{t-1} + 0,6635 \ddot{X}_{t-12} -$$

$$0,00025 \ddot{Y}_{t-12} + 0,103248 \ddot{X}_{t-13} - 0,00028 \ddot{Y}_{t-13} + 0,004419 e_{\dot{x}_t}$$

$$\ddot{Y}_t = 4,8000 + 36,2183 \ddot{X}_{t-1} - 0,2051 \ddot{Y}_{t-1} + 35,5832 \ddot{X}_{t-12}$$

$$- 0,7765 \ddot{Y}_{t-12} + 16,73273 \ddot{X}_{t-13} - 0,16831 \ddot{Y}_{t-13}$$

$$+ (54 \varepsilon_{\dot{x}_t} + 1,565 e_{\dot{y}_t})$$

$$\ddot{Y}_t = 4,8000 + 36,2183 \ddot{X}_{t-1} - 0,2051 \ddot{Y}_{t-1} + 35,5832 \ddot{X}_{t-12}$$

$$- 0,7765 \ddot{Y}_{t-12} + 16,73273 \ddot{X}_{t-13} - 0,16831 \ddot{Y}_{t-13}$$

$$+ 0,238626 e_{\dot{x}_t} + 1,565 e_{\dot{y}_t}$$

di mana:

$e_{\dot{x}_t}$  : sisaan *inflow* uang kartal

$e_{\dot{y}_t}$  : sisaan *outflow* uang kartal.

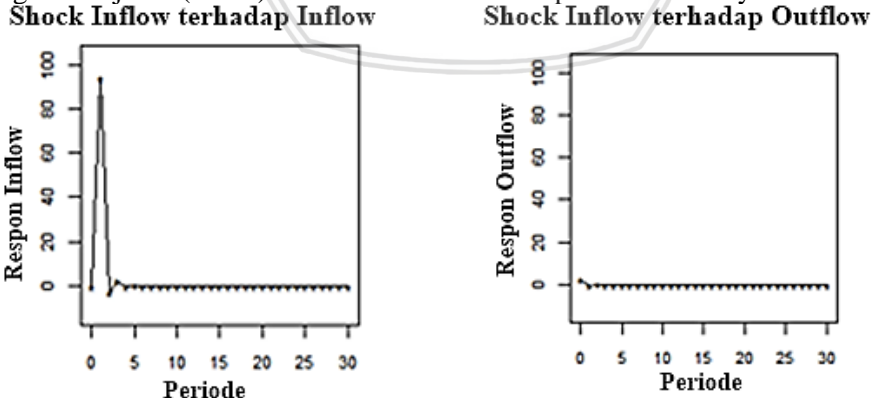
Berdasarkan model tersebut dapat disimpulkan bahwa *inflow* uang kartal pada bulan ini dipengaruhi oleh *inflow* uang kartal pada bulan lalu sebesar Rp 171.700 (0,1717 juta rupiah), *inflow* uang kartal pada dua belas bulan lalu sebesar Rp 663.500 (0,6635 juta rupiah), *inflow* uang kartal pada tiga belas bulan lalu sebesar Rp 103.248 (0,103248 juta rupiah). Selain itu juga dipengaruhi oleh *outflow* bulan lalu sebesar -Rp 300 (-0,0003 juta rupiah), *outflow* dua belas bulan lalu sebesar -Rp 250 (-0,00025 juta rupiah), dan *outflow* tiga belas bulan lalu sebesar -Rp 280 (-0,00028 juta rupiah).

Sedangkan *outflow* uang kartal pada bulan ini dipengaruhi oleh *inflow* uang kartal pada bulan lalu sebesar Rp 36218.300 (36,2183 juta rupiah), *inflow* uang kartal pada dua belas bulan lalu sebesar Rp 35.583.200 (35,5842 juta rupiah), *inflow* uang kartal pada tiga belas bulan lalu sebesar Rp 16.732.730 (16,73273 juta rupiah). Selain itu *outflow* uang kartal pada bulan lalu juga mempengaruhi sebesar -Rp 205.100 (-0,2051 juta rupiah), *outflow* uang kartal pada dua belas bulan lalu sebesar Rp 776.500 (0,7765 juta rupiah) dan *outflow* uang kartal pada tiga belas bulan lalu Rp -168.300 (-0,1683 juta rupiah).

Dapat diketahui bahwa sisaan dari model *Seasonal VAR(1)(1)<sub>12</sub>* mempunyai pengaruh sebesar  $0,00419e_{\dot{x}_t}$  bagi sisaan  $\varepsilon_{\dot{x}_t}$  dan  $0,23826e_{\dot{x}_t} + 1,565e_{\dot{y}_t}$  bagi sisaan  $\varepsilon_{\dot{y}_t}$ .

**4.10 Analisis Impulse Response Function (IRF)**

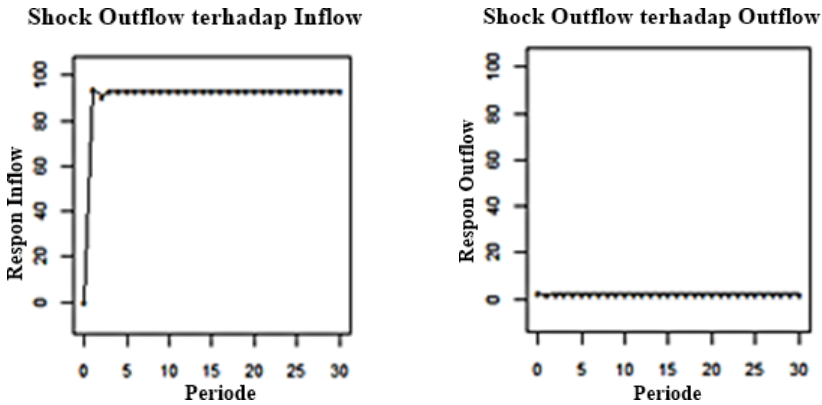
*Impulse response function* digunakan untuk menjelaskan respon dari variabel terhadap *structural shock* dapat dilihat pada Gambar 4.6 dan Gambar 4.7. Pengujian *impulse response* digunakan untuk melihat pengaruh kejutan (*shock*) variabel inovasi terhadap variabel lainnya.



Gambar 4.7 Analisis IRF Ketika *Shock* Berasal dari Variabel *Inflow*

Berdasarkan Gambar 4.7 diketahui bahwa pengaruh yang diberikan *shock inflow* terhadap *inflow* dan *outflow* uang kartal merupakan respon positif dan negatif. Selama 30 periode (30 bulan) mendatang, pergerakan respon perubahan *inflow* uang kartal terhadap *shock inflow* uang kartal mengalami peningkatan tajam pada periode ke-0 hingga periode ke-1. Pada periode ke-2 respon pengaruh *inflow* akibat *shock inflow* menunjukkan adanya respon negatif. Hal ini ditunjukkan pada periode ke-2 mengalami penurunan hingga dibawah garis keseimbangan. Kemudian pada periode ke-3 menunjukkan adanya respon pengaruh positif pada *inflow* akibat *shock inflow*. Pergerakan respon perubahan *inflow* meningkat hingga titik ordinat respon berada diatas garis keseimbangan. Pada periode ke-4 respon pengaruh *inflow* uang kartal mencapai garis keseimbangan, namun kondisi ini berlangsung sementara. Pada periode ke-5 menunjukkan adanya respon positif yang mengakibatkan terjadinya peningkatan respon pengaruh *inflow* akibat *shock inflow* uang kartal. Pada periode ke-5 ordinat respon *inflow* berada di atas garis keseimbangan. Kemudian pada periode ke-6 hingga akhir pengamatan respon pengaruh *inflow* akibat adanya *shock inflow* telah mencapai garis keseimbangan. Artinya *shock inflow* uang kartal tidak lagi memberikan pengaruh pada *inflow* uang kartal setelah memasuki periode ke-6. Respon perubahan *inflow* uang kartal untuk mencapai keseimbangan membutuhkan jangka waktu enam bulan.

Pergerakan respon perubahan *outflow* uang kartal terhadap *shock inflow* uang kartal menunjukkan respon negatif pada periode ke-1. Titik ordinat respon perubahan *outflow* uang kartal pada periode ke-1 berada di bawah garis keseimbangan. Kemudian pada periode ke-2 respon perubahan *outflow* uang kartal terhadap *shock inflow* uang kartal menunjukan adanya respon positif. Pergerakan respon perubahan *outflow* menunjukan pergerakan naik dari periode ke-1 menuju periode ke-2 hingga ordinat respon perubahan *outflow* berada di atas garis keseimbangan. Kemudian pada periode ke-3 respon pengaruh *outflow* menunjukkan pengaruh positif namun mulai mengalami penurunan dari periode ke-2. Pada periode ke-4 respon pengaruh *outflow* telah mencapai garis keseimbangan. Untuk menghilangkan pengaruh yang ditimbulkan *shock inflow* terhadap variabel *outflow* diperlukan waktu 4 bulan.



Gambar 4.8 Analisis IRF Ketika *Shock* Berasal dari Variabel *Outflow*

Berdasarkan Gambar 4.8 dapat diketahui bahwa respon pengaruh *inflow* akibat *shock onflow* uang kartal menunjukkan respon positif. Pada periode ke-0 menuju periode ke-1 menunjukkan pergerakan peningkatan respon pengaruh yang tajam. Kemudian pada periode ke-2 respon pengaruh *inflow* akibat *shock outflow* mengalami sedikit penurunan tapi tidak mencapai garis keseimbangan. Pada periode ke-3 terjadi peningkatan respon pengaruh *inflow* akibat *shock outflow*. Hingga akhir pengamatan respon pengaruh *inflow* akibat *shock outflow* tidak menghilang dan tidak mencapai garis keseimbangan.

Respon pengaruh *outflow* akibat adanya *shock outflow* menunjukkan respon negatif hanya pada periode pertama. Pergerakan respon pengaruh *outflow* akibat *shock outflow* uang kartal mengalami penurunan dari periode ke-0 menuju periode ke-1. Selanjutnya pada periode ke-2 hingga akhir pengamatan (periode ke-30) *shock outflow* tidak lagi memberikan pengaruh terhadap *outflow* uang kartal. Ordinat respon pengaruh *outflow* telah mencapai garis keseimbangan sejak periode ke-2.

Apabila dihubungkan dengan beberapa fenomena *shock* yang terjadi pada tahun 2014 dan 2017. KPw BI Jawa Timur menyiapkan uang kartal yang akan diedarkan pada bulan Juli 2014 18% lebih banyak dari periode sebelumnya untuk mengantisipasi permintaan uang kartal yang tinggi pada bulan Ramadhan dan Hari Raya Idul Fitri. Pada bulan Juli 2014, Bank Indonesia juga menerapkan kebijakan mengedarkan uang kartal layak edar di masyarakat. Kebijakan ini mengakibatkan *outflow* uang kartal pecahan kecil di Jawa Timur semakin meningkat. Tercatat pada uang pecahan Rp 5.000 dan Rp 10.000, meningkat 54%-56%, dan pada uang pecahan Rp

20.000 meningkat 30% di seluruh wilayah Jawa Timur. Inflasi di Jawa Timur juga meningkat selama bulan Ramadhan dan Hari Raya Idul Fitri. Selain itu pada 9 Juli 2014 juga terjadi pengumuman hasil pemilihan presiden di Indonesia. Menjelang pengumuman hasil pemilihan presiden likuiditas perbankan ketat sehingga pertumbuhan kredit melemah. Defisit transaksi berjalan terus terjadi mengakibatkan nilai rupiah melemah dan tidak stabil. Hal ini berdampak pada *inflow* dan *outflow* uang kartal yang tinggi pada bulan Juli 2014. Sirkulasi *inflow* dan *outflow* uang kartal mulai membaik pada bulan Oktober 2014.

Pada 19 Desember 2016 Presiden Republik Indonesia meresmikan pengeluaran dan pagedaran uang Rupiah Tahun Emisi 2016. Adanya kebijakan *clean policy money* Bank Indonesia semakin gencar mengedarkan uang rupiah emisi 2016 dan uang layak edar di masyarakat. Antusias masyarakat Jawa Timur menyambut uang Rupiah Tahun Emisi 2016 yang tinggi mengakibatkan permintaan uang kartal di bulan Juni 2017 semakin tinggi. Pada bulan Ramadhan konsumsi masyarakat di Jawa Timur tercatat meningkat. Bertambahnya pendapatan masyarakat di Jawa Timur dengan adanya THR dan libur sekolah yang bertepatan pada bulan Juni 2017 mengakibatkan konsumsi masyarakat semakin tinggi. KPw BI Jawa Timur tentunya menyiapkan uang layak edar lebih banyak pada bulan Ramadhan dan Hari Raya Idul Fitri. Hal ini mendorong *outflow* uang kartal pada bulan Juni 2017 meningkat. Fenomena ini berakhir pada bulan Juli 2017. Kebijakan pemerintah berupa perlambatan penyaluran kredit berguna untuk memperlambat konsumsi masyarakat mengakibatkan *inflow* uang kartal pasca momentum Hari Raya Idul Fitri meningkat. Hal ini berakibat pada uang yang beredar dimasyarakat tidak tinggi agar nilai rupiah tidak rendah.

Hal ini menandakan bahwa respon penanganan *shock inflow* dan *shock outflow* uang kartal cepat dilakukan. Pengaruh *shock inflow* dan *outflow* uang kartal yang terjadi dengan asumsi tanpa penangan setelah terjadinya *shock* akan terus terjadi meskipun pengaruhnya kecil. Hal ini dikarenakan ada kemungkinan terjadi *shock inflow* dan *shock outflow* ketika terjadi kebijakan yang berkaitan dengan permintaan dan peredaran uang rupiah pada periode-periode tertentu.



## BAB V PENUTUP

### 5.1 Kesimpulan

Berdasarkan hasil analisis yang dilakukan adapun kesimpulan yang diperoleh dari penelitian ini adalah :

1. Model *Structural Seasonal Vector Autoregressive* untuk data bulanan *inflow* dan *outflow* uang kartal di KPw BI Jawa Timur adalah model *Structural Seasonal VAR(1)(1)<sub>12</sub>* dengan persamaan sebagai berikut:

- a. Model-K

$$\ddot{X}_t = 0,0163 + 0,1717\ddot{X}_{t-1} - 0,0003\ddot{Y}_{t-1} + 0,6635\ddot{X}_{t-12} - 0,00025\ddot{Y}_{t-12} + 0,103248\ddot{X}_{t-13} - 0,00028\ddot{Y}_{t-13} + e_{\ddot{x}_t}$$

$$\ddot{Y}_t = 4,8000 + 36,2183\ddot{X}_{t-1} - 0,2051\ddot{Y}_{t-1} + 35,5832\ddot{X}_{t-12} - 0,7765\ddot{Y}_{t-12} + 16,73273\ddot{X}_{t-13} - 0,16831\ddot{Y}_{t-13} + e_{\ddot{y}_t}$$

$$e_{\ddot{x}_t} = \varepsilon_{\ddot{x}_t}$$

$$e_{\ddot{y}_t} = -54\varepsilon_{\ddot{x}_t} + \varepsilon_{\ddot{y}_t}$$

- b. Model-C

$$\ddot{X}_t = 0,0163 + 0,1717\ddot{X}_{t-1} - 0,0003\ddot{Y}_{t-1} + 0,6635\ddot{X}_{t-12} - 0,00025\ddot{Y}_{t-12} + 0,103248\ddot{X}_{t-13} - 0,00028\ddot{Y}_{t-13} + e_{\ddot{x}_t}$$

$$\ddot{Y}_t = 4,8000 + 36,2183\ddot{X}_{t-1} - 0,2051\ddot{Y}_{t-1} + 35,5832\ddot{X}_{t-12} - 0,7765\ddot{Y}_{t-12} + 16,73273\ddot{X}_{t-13} - 0,16831\ddot{Y}_{t-13} + e_{\ddot{y}_t}$$

$$e_{\ddot{x}_t} = \varepsilon_{\ddot{x}_t}$$

$$e_{\ddot{y}_t} = -54\varepsilon_{\ddot{x}_t} + \varepsilon_{\ddot{y}_t}$$

- c. Model-AB

$$\ddot{X}_t = 0,0163 + 0,1717\ddot{X}_{t-1} - 0,0003\ddot{Y}_{t-1} + 0,6635\ddot{X}_{t-12} - 0,00025\ddot{Y}_{t-12} + 0,103248\ddot{X}_{t-13} - 0,00028\ddot{Y}_{t-13} + 0,004419e_{\ddot{x}_t}$$

$$\ddot{Y}_t = 4,8000 + 36,2183\ddot{X}_{t-1} - 0,2051\ddot{Y}_{t-1} + 35,5832\ddot{X}_{t-12} - 0,7765\ddot{Y}_{t-12} + 16,73273\ddot{X}_{t-13} - 0,16831\ddot{Y}_{t-13} + 0,238626e_{\ddot{x}_t} + 1,565e_{\ddot{y}_t}$$

di mana  $\ddot{X}_t$  merupakan data bulanan *inflow* uang kartal dan  $\ddot{Y}_t$  merupakan data bulanan *outflow* uang kartal di Kantor Perwakilan Bank Indonesia Jawa Timur. Berdasarkan hasil uji signifikansi parameter model dapat ditunjukkan bahwa data *inflow* uang kartal dipengaruhi oleh data *inflow* dan *outflow* uang kartal pada satu bulan sebelumnya, dua belas bulan sebelumnya dan tiga belas bulan sebelumnya. Pada data *outflow* uang kartal secara signifikan juga dipengaruhi oleh *inflow* dan



*outflow* uang kartal pada satu bulan sebelumnya, dua belas bulan sebelumnya dan tiga belas bulan sebelumnya.

2. Pergerakan respon perubahan *inflow* dan *outflow* uang kartal terhadap *shock inflow* uang kartal mengalami peningkatan penurunan dan mencapai garis keseimbangan. Pergerakan respon perubahan *outflow* uang kartal terhadap *shock outflow* uang kartal juga mengalami peningkatan dan penurunan kemudian mencapai garis keseimbangan. Dibutuhkan waktu sekitar 2 hingga 5 bulan untuk menghilangkan efek dari *shock* dari *inflow* dan *outflow* uang kartal terhadap variabel *inflow* dan *outflow* uang kartal. Sedangkan pergerakan respon perubahan *inflow* uang kartal terhadap *shock outflow* menunjukkan pengaruh positif yang meningkat menjauhi garis keseimbangan. Hingga akhir pengamatan respon perubahan *inflow* uang kartal akibat *shock outflow* uang kartal tidak hilang.

## 5.2 Saran

Adapun saran yang dapat diberikan untuk penelitian selanjutnya adalah:

1. Berdasarkan hasil diagnostik sisaan model *Seasonal VAR(1)(1)<sub>12</sub>* tidak berdistribusi normal, maka terdapat kesalahan spesifikasi model. Secara umum model yang digunakan tidak baik dalam merepresentasikan data. Terdapat outlier yang menyebabkan model tidak memenuhi asumsi sisaan berdistribusi normalitas multivariat. Akan lebih baik apabila pemodelan *inflow* dan *outflow* uang kartal menggunakan analisis deret waktu multivariat yang juga mengakomodasi adanya unsur outlier pada model.
2. Apabila ingin dilakukan peramalan yang akurat, sebaiknya pada penelitian yang akan datang menggunakan lebih dari dua variabel. Hal ini dikarenakan pada permasalahan yang sesungguhnya seringkali terdapat lebih dari dua variabel yang berpengaruh.
3. Bank Indonesia bersama pemerintah harus meningkatkan koordinasi dan kewaspadaan terhadap peningkatan permintaan uang yang mengakibatkan peningkatan *outflow* uang kartal pada periode tertentu. Permintaan uang yang tinggi dengan tidak diimbangi penawaran uang tentunya akan menghambat kegiatan ekonomi masyarakat. Selain itu, dengan banyaknya uang yang beredar dimasyarakat akibat *outflow* uang kartal yang tinggi akan mengakibatkan penurunan nilai mata uang dan inflasi.



## DAFTAR PUSTAKA

- Amisano, G. dan Giannini, C. 1997. *Topics in Structural VAR Econometrics Second, Revised and Enlarged Edition*. Springer. Germany.
- Anonim. 2013. *Kebijakan Pengedaran Uang Di Bank Indonesia*. Departemen Pengelolaan Uang. Balikpapan.
- Anonim. 2013. *Metadata Indikator Pengedaran Uang*. Direktorat Pengedaran Uang Bank Indonesia. Jakarta.
- Apriliadara, dkk. 2016. “*VARI-X Model for Currency Inflow and Outflow with Eid Fitr Effect in Indonesia*”. AIP Conference Proceedings, 1746, 020041.
- Brockwell, P. J. dan Davis, R. A. 2002. *Introduction to Time Series: Theory and Methods*. Springer-Verlag. New York.
- Cryer, J. D. dan K. Chan. 2008. *Time Series Analysis with Applications in R*. Springer. New York.
- Dilla, Salsa. 2013. *Dampak Guncangan Sasaran Operasional dalam Mekanisme Transmisi Kebijakan Moneter: Perbandingan Inflation Targeting dan Multiple Objectives di Indonesia*. Institut Pertanian Bogor. Bogor.
- Draper, N. R. dan Smith, H. 1998. *Applied Regression Analysis, Third Edition*. John Wiley and Sons Interscience Publication. New York.
- Emilda, N. 2013. *Perhitungan Cadangan Uang Rupiah*. Kebijakan Pengelolaan Uang. Bank Indonesia
- Enders, W. 2015. *Applied Econometric Time Series, Fourth Edition*. John Wiley and Sons Interscience Publication. New York.
- Gujarati, D. 2004. *Basic Econometrics*. Mc Graw-Hill. New York.
- Koizumi, K., N. Okamoto, dan T. Seo. 2009. On Jarque-Bera Test for Assessing Multivariate Normality. *Jurnal of Statistics: Advances in Theory and Applications*. 1(2). 207-220.
- Lütkepohl, H. 2005. *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*. Springer. Germany
- Makridakis, S., S. C. Wheelwright. dan V. McGee. 1999. *Metode dan Aplikasi Peramalan, Edisi kedua*. Alih bahasa Untung Sus Andriyanto dan Abdul Basith. Erlangga. Jakarta.
- Mishkin, F.S. 2001. *The Economic of Money Banking and Financial Markets, Sixth Edition*. Addison Wisley Longman: Columbia University. Columbia.
- Rachmawati, N.I., Setiawan dan Suhartono. 2015. *Peramalan Inflow dan Outflow Uang Kartal Bank Indonesia di Wilayah Jawa Tengah*

dengan Menggunakan Metode ARIMA, Time Series Regression, dan ARIMAX. *Jurnal Sains dan Seni* Institut Teknologi Sepuluh Nopember. Vol 4 No 2.

Robertson, S. D. H. 2009. *Money*. Cornell University Library. London.

Sigalingging, H., Setiawan, E., dan Sihaloho, H. D. 2004. *Kebijakan Pengedaran Uang di Indonesia*. Pusat Pendidikan dan Studi Kebanksentralan (PPSK) Bank Indonesia. Jakarta.

Sims, C. A. 1980. "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, Vol 48. No 1. Hal 1-48.

Solikin dan Suseno. 2002. *Uang, Pengertian, Penciptaan, dan Peranannya dalam Perekonomian*. Pusat Pendidikan dan Studi Kebanksentralan (PPSK) Bank Indonesia. Jakarta.

Tsay, R. S. 2015. *Multivariate Time Series Analysis: with R and Financial Applications*. University of Chicago. Chicago.

Undang-Undang Republik Indonesia No 7 Tahun 2011 tentang Mata Uang.

Wei, W.W.S. 2006. *Time Series Analysis : Univariate and Multivariate*. Pearson Education. New York.

Wulansari, R.E., Suryanto, E., dkk. 2014. "Penerapan Time Series Regression With Calendar Variation Effect Pada Data Netflow Uang Kartal Bank Indonesia Sebagai Solusi Kontrol Likuiditas Perbankan di Indonesia". *Jurnal Sains dan Seni* Institut Teknologi Sepuluh Nopember. Vol 14 No 2.

Yozgatligil, C. dan W.W.S. Wei. 2009. Representation of Multiplicative Seasonal Vector Autoregressive Moving Average Models. *Journal of The American Statistician*. 63(4). 328-334.