



TUGAS AKHIR - KS184822

**PERAMALAN *INFLOW* DAN *OUTFLOW* UANG
KARTAL DI JAWA BARAT MENGGUNAKAN
METODE ARIMAX DAN GSTARX**

**Rahajeng Galih Ayu Putri Basuki
NRP 062116 4000 0109**

**Dosen Pembimbing
Dr. Suhartono S.Si., M.Sc.**

**PROGRAM STUDI SARJANA
DEPARTEMEN STATISTIKA
FAKULTAS SAINS DAN ANALITIKA DATA
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
SURABAYA 2020**



TUGAS AKHIR - KS184822

**PERAMALAN *INFLOW* DAN *OUTFLOW* UANG
KARTAL DI JAWA BARAT MENGGUNAKAN
METODE ARIMAX DAN GSTARX**

**RAHAJENG GALIH AYU PUTRI BASUKI
NRP 062116 4000 0109**

**Dosen Pembimbing
Dr. Suhartono S.Si., M.Sc.**

**PROGRAM STUDI SARJANA
DEPARTEMEN STATISTIKA
FAKULTAS SAINS DAN ANALITIKA DATA
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
SURABAYA 2020**

(Halaman ini sengaja dikosongkan)



FINAL PROJECT - KS184822

**THE FORECASTING ABOUT INFLOW AND
OUTFLOW OF BANKNOTES IN WEST OF JAVA
BY USING ARIMAX AND GSTARX METHODS**

**RAHAJENG GALIH AYU PUTRI BASUKI
SN 062116 4000 0109**

**Supervisor
Dr. Suhartono S.Si., M.Sc.**

**UNDERGRADUATE PROGRAMME
DEPARTMENT OF STATISTICS
FACULTY OF SCIENCES AND DATA ANALYTICS
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
SURABAYA 2020**

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

LEMBAR PENGESAHAN

**PERAMALAN *INFLOW* DAN *OUTFLOW* UANG KARTAL
DI JAWA BARAT MENGGUNAKAN METODE ARIMAX,
DAN GSTARX**

TUGAS AKHIR

Diajukan untuk Memenuhi Salah Satu Syarat
Memperoleh Gelar Sarjana Statistika
pada
Program Studi Sarjana Departemen Statistika
Fakultas Sains dan Analitika Data
Institut Teknologi Sepuluh Nopember

Oleh :

Rahajeng Galih Ayu Putri Basuki
NRP. 062116 4000 0109

Disetujui oleh Pembimbing:
Dr. Suhartono S.Si., M.Sc.
NIP. 19710929 199512 1 001

()



Mengetahui,
Kepala Departemen Statistika

Dr. Dra. Kartika Fithriasari, M.Si.
NIP. 19691212 199303 2 002

SURABAYA, JUNI 2020

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

PERAMALAN *INFLOW* DAN *OUTFLOW* UANG KARTAL DI JAWA BARAT MENGGUNAKAN METODE ARIMAX DAN GSTARX

Nama Mahasiswa : Rahajeng Galih Ayu Putri Basuki
NRP : 062116 4000 0109
Departemen : Statistika
Dosen Pembimbing : Dr. Suhartono S.Si., M.Sc.

ABSTRAK

Laju pertumbuhan ekonomi di Jawa Barat mengalami kenaikan setiap tahunnya, aliran inflow dan outflow terus mengalami fluktuasi seiring dengan adanya peredaran uang yang terjadi di masyarakat. Penelitian ini dilakukan dengan tujuan untuk meramalkan jumlah peredaran uang kartal yang keluar dan masuk di Kantor Bank Sentral wilayah Jawa Barat. Terdapat tiga metode utama yang dikaji, yaitu Time Series Regression, ARIMAX dan GSTARX. Data yang digunakan dalam penelitian ini merupakan data inflow dan outflow di KBS wilayah Jawa Barat yang terdiri dari KBS Bandung, KBS Cirebon dan KBS Tasikmalaya. Periode data yang digunakan berkisar pada Januari 2010 hingga Juni 2019. Hasil penelitian secara keseluruhan menunjukkan bahwa sebagian besar data yang diramalkan dengan model GSTARX memberikan hasil ramalan yang lebih akurat dibandingkan dengan model TSR dan ARIMAX. Berdasarkan perbandingan ukuran kebaikan model, model GSTARX dengan bobot invers jarak merupakan model terbaik dari 14 pecahan inflow dan 9 pecahan outflow, sedangkan model GSTARX dengan bobot biner merupakan model terbaik hanya untuk beberapa pecahan yakni 1 pecahan inflow dan 5 pecahan outflow serta model GSTARX dengan bobot uniform merupakan model terbaik untuk 1 pecahan outflow. Pemodelan dengan pendekatan multivariat dan pembobotan lokasi lebih unggul dibandingkan dengan pemodelan individu yang digunakan dalam penelitian ini.

Kata Kunci: Bank Sentral, Regresi *Time Series*, ARIMAX, GSTARX, *Inflow*, *Outflow*, *Uang Kartal*.

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

***THE FORECASTING ABOUT INFLOW AND OUTFLOW OF
BANKNOTES IN WEST OF JAVA BY USING ARIMAX AND
GSTARX METHODS***

Name : Rahajeng Galih Ayu Putri Basuki
Student Number : 062116 4000 0109
Department : Statistics
Supervisor : Dr. Suhartono, S.Si., M.sc.

ABSTRACT

The rate of economic growth in West of Java has increased every year, the circulation of inflow and outflow continuous to fluctuate along with the money circulation that occurs in the society. This research was conducted with the aim of forecasting the money circulation coming in and out of currency at the West Java. There are three methods in this study, which are Time Series Resregion, ARIMAX and GSTARX. The datas that are used in this study are the inflow and outflow in the Central Bank main office of West Java region which consists of Bandung, Cirebon, and Tasikmalaya. The data period that is used in this study are around January 2010 to June 2019. The overall results of the study showed that most of the data which is predicted by GSTARX model provide more accurate forecast than the Time Series Regression and ARIMAX models. Based on the goodness of fit comparison, the GSTARX inverse of the distance weighted is the best model of 14th inflow banknotes and 9th outflow banknotes, while the GSTARX binary weighted is the best model for only a few banknotes which are 1st inflow banknotes and 5th outflow banknotes also GSTARX uniformly weighted model is the best model for 1st outflow banknotes. Determination of the model by multivariate approach and location weighted is much better than univariate approach.

Keywords: *Central Bank, Time Series Regression, ARIMAX, GSTARX, Inflow and Outflow, Banknotes.*

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

KATA PENGANTAR

Puji syukur penulis panjatkan atas rahmat dan hidayah yang diberikan Tuhan Yang Maha Esa, sehingga penulis dapat menyelesaikan laporan Tugas Akhir dengan judul **“Peramalan Inflow Dan Outflow Uang Kartal Di Jawa Barat Menggunakan Metode ARIMAX dan GSTARX”** dengan baik, lancar, dan tepat waktu.

Penyusunan laporan Tugas Akhir ini dapat diselesaikan bukan tanpa bantuan serta dukungan dari berbagai pihak. Oleh karena itu, penulis ingin menyampaikan rasa terimakasih yang sebesar-besarnya kepada:

1. Kedua orang tua, Siti Rokhani dan Drs. Basuki Rachmad atas segala bentuk dukungan yang diberikan kepada penulis demi kesuksesan dan kebahagiaan penulis.
2. Dr. Suhartono, S.Si., M.Sc. selaku dosen pembimbing Tugas Akhir yang telah meluangkan waktu dan dengan sangat sabar memberikan bimbingan, saran, dukungan serta motivasi selama penyusunan Tugas Akhir.
3. Dr. rer.pol. Dedy Dwi Prastyo, S.Si., M.Si. dan Santi Puteri Rahayu, S.Si., M.Si., Ph.D. selaku dosen penguji yang telah banyak memberi masukan kepada penulis.
4. Dra. Dra. Kartika Fithriasari, M.Si. selaku Kepala Departemen Statistika ITS yang telah memberikan fasilitas, sarana, dan prasarana.
5. Diaz Fitra Aksioma, S.Si., M.Si. dan Wibawati, S.Si., M.Sc. selaku dosen wali yang telah banyak memberikan saran dan arahan dalam proses belajar di Departemen Statistika ITS.
6. Sahabat-sahabat penulis, Indri Febriani Hartono, Abirama Bhaskara, Kelvin Liusiani, Hans, Andri Jauhari, Chrisna A. Pamungkas, Paulino Aditya, Anggun Nurfitriani Handoko, Wororeni, Alaric Marchal, dan Ellis Iver David yang telah menjadi *support system* selama masa perkuliahan berlangsung.
7. Teman-teman yang membantu pengerjaan TA, Asva Abadilah, Niam Zuhdi Y, Jemima A. Putri dan Zevira.
8. Kakak angkatan, mbak Endah Setyowati yang sangat membantu dalam proses penyusunan Tugas Akhir ini.

9. Teman-teman Statistika ITS angkatan 2016, khususnya Putri Cinto, Nisfi Hemas Diga A. dan Erilia Oktriana, M. Abid As Sarofi, M. Nafis A, dan TR16GER, yang selalu memberikan dukungan kepada penulis selama ini.
10. Teman-teman ITS *International Office*, AIESEC Thailand, AIESEC Surabaya, ITS *Debating Society*, ITS *MUN Club*, Cici ambassador Surabaya maupun Malang, yang selama perkuliahan ini yang berkontribusi dalam pengembangan *softskill* penulis.
11. Teman-teman INNOPA Chapter Surabaya, Science Hunter Indonesia dan Satu Bicara Indonesia, yang telah memberikan kegiatan bermanfaat saat *work from home* karena COVID-19 serta mengisi waktu luang penulis di tengah-tengah pengerjaan TA.
12. Semua pihak yang turut membantu dalam pelaksanaan Tugas Akhir yang tidak bisa penulis sebutkan satu persatu.

Besar harapan penulis untuk mendapatkan kritik dan saran yang membangun sehingga Tugas Akhir ini dapat memberikan manfaat bagi semua pihak yang terkait.

Surabaya, 30 April 2020

Penulis

DAFTAR ISI

HALAMAN JUDUL	i
COVER PAGE	iii
LEMBAR PENGESAHAN	v
ABSTRAK	vii
ABSTRACT	ix
KATA PENGANTAR	xi
DAFTAR ISI	xiii
DAFTAR GAMBAR	xv
DAFTAR TABEL	xvii
DAFTAR LAMPIRAN	xix
DAFTAR NOTASI	xxi
BAB I PENDAHULUAN	1
1.1 Latar Belakang.....	1
1.2 Rumusan Masalah.....	8
1.3 Tujuan Penelitian.....	9
1.4 Manfaat Penelitian.....	9
1.5 Batasan Masalah.....	9
BAB II TINJAUAN PUSTAKA	11
2.1 Analisis Deret Waktu.....	11
2.2 <i>Univariate Time Series</i>	11
2.2.1 Model <i>Autoregressive Integrated Moving Average</i> (ARIMA).....	12
2.2.2 Identifikasi Model <i>Univariate Time Series</i>	14
2.2.3 Cek Diagnosa.....	17
2.2.5 <i>Autoregressive Integrated Moving Average with Exogeneous Variable</i> (ARIMAX).....	19
2.3 <i>Multivariate Time Series</i>	20
2.3.1 Model <i>Vector Autoregressive Moving Average</i> (VARMA).....	21
2.3.2 Model <i>Generalized Space Time Autoregressive</i> (GSTAR).....	26
2.4 Pemilihan Model Terbaik.....	37
2.5 <i>Inflow dan Outflow</i> Uang Kartal.....	38

BAB III METODOLOGI PENELITIAN	39
3.1 Sumber Data dan Variabel Penelitian	41
3.3 Langkah Analisis.....	43
BAB IV ANALISIS DAN PEMBAHASAN	48
4.1 Karakteristik Data <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> uang Pecahan di Provinsi Jawa Barat	49
4.2 Pemodelan Data <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> Wilayah Jawa Barat.....	57
4.2.1 Pemodelan Data <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> Wilayah Jawa Barat dengan <i>Time Series Regression</i>	58
4.2.2 Model ARIMAX <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> uang kartal di wilayah Jawa Barat.....	68
4.2.3 Pemodelan Data <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> wilayah Jawa Barat dengan GSTARX.....	74
4.2.4 Perbandingan Hasil Pemodelan Data <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> di KBS Wilayah Jawa Barat	89
4.3 Peramalan data <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> wilayah Jawa Barat Hingga Tahun 2020.....	93
BAB V KESIMPULAN DAN SARAN	100
5.1 Kesimpulan	101
5.2 Saran	102
DAFTAR PUSTAKA	103
LAMPIRAN	107
BIODATA PENULIS	196

DAFTAR GAMBAR

Gambar 4.1	Perkembangan <i>Inflow</i> di Bandung Setiap Tahun	50
Gambar 4.2	Perkembangan <i>Inflow</i> di Cirebon Setiap Tahun	50
Gambar 4.3	Perkembangan <i>Inflow</i> di Tasikmalaya Setiap Tahun	51
Gambar 4.4	Perkembangan <i>Outflow</i> di Bandung Setiap Tahun	51
Gambar 4.5	Perkembangan <i>Outflow</i> di Cirebon Setiap Tahun	52
Gambar 4.6	Perkembangan <i>Outflow</i> di Tasikmalaya.....	52
Gambar 4.7	<i>Time Series Plot</i> untuk Data <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> di wilayah KBS Bandung Jawa Barat ...	54
Gambar 4.8	<i>Time Series Plot</i> untuk Data <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> di wilayah KBS Cirebon Jawa Barat.....	55
Gambar 4.9	<i>Time Series Plot</i> untuk Data <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> di wilayah KBS Tasikmalaya Jawa Barat	56
Gambar 4.10	Perbandingan Data Aktual dan Data Prediksi Model Regresi <i>Time Series</i> Pada <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> KBS Jawa Barat	66
Gambar 4.11	Plot ACF dan PACF Data Residual Regresi <i>Time Series</i> Data <i>Inflow</i> KBS Cirebon	69
Gambar 4.12	Plot ACF dan PACF Data Residual ARIMAX untuk Data <i>Inflow</i> KBS Cirebon	71
Gambar 4.13	Perbandingan Data Aktual dan Prediksi Model ARIMAX untuk Data <i>Inflow</i> KBS Cirebon.....	71
Gambar 4.14	Jaringan Distribusi Perebaran Uang Bank Sentral	74
Gambar 4.15	<i>Time Series Plot</i> untuk Residual <i>Time Series Regression Model</i>	76
Gambar 4.16	Plot MCCF dan MPCCF Residual Regresi <i>Time Series</i> Data <i>Inflow</i> Total KBS di Jawa Barat	77
Gambar 4.17	Perbandingan Data Aktual dan <i>Forecast</i> Model GSTARX Bobot <i>Uniform</i> pada Data <i>Inflow</i> Total KBS di Jawa Barat.....	80

Gambar 4.18	Perbandingan Data Aktual dan <i>Forecast Model</i> GSTARX Bobot Biner pada Data <i>Inflow</i> Total KBS di JawaBarat	83
Gambar 4.19	Perbandingan Data Aktual dan <i>Forecast Model</i> GSTARX Bobot Invers Jarak pada Data <i>Inflow</i> Total KBS di Jawa Barat.....	87
Gambar 4.20	Peramalan <i>Inflow</i> Nominal Rp2.000 pada Tiga KBS di Jawa Barat	94
Gambar 4.21	Peramalan <i>Inflow</i> Nominal Rp5.000 pada Tiga KBS di Jawa Barat	94
Gambar 4.22	Peramalan <i>Inflow</i> Nominal Rp50.000 pada Tiga KBS di Jawa Barat	95
Gambar 4.23	Peramalan <i>Inflow</i> Nominal Rp100.000 pada Tiga KBS di Jawa Barat.....	95
Gambar 4.24	Peramalan <i>Inflow</i> Total pada Tiga KBS di Jawa Barat.....	96
Gambar 4.25	Peramalan <i>Outflow</i> Nominal Rp2.000 pada Tiga KBS di Jawa Barat.....	96
Gambar 4.26	Peramalan <i>Outflow</i> Nominal Rp5.000 pada Tiga KBS di Jawa Barat.....	97
Gambar 4.27	Peramalan <i>Outflow</i> Nominal Rp50.000 pada Tiga KBS di Jawa Barat.....	97
Gambar 4.28	Peramalan <i>Outflow</i> Nominal Rp100.000 pada Tiga KBS di Jawa Barat.....	98
Gambar 4.29	Peramalan <i>Outflow</i> Total pada Tiga KBS di Jawa Barat.....	98

DAFTAR TABEL

Tabel 4.1	Analisis Statistika Deskriptif untuk Data <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> KBS Wilayah Jawa Barat	53
Tabel 4.2	Estimasi Parameter Model Regresi <i>Time Series</i> Data <i>Inflow</i> Total KBS Bandung di Jawa Barat	59
Tabel 4.3	Estimasi Parameter Model Regresi <i>Time Series</i> Data <i>Inflow</i> Total KBS Cirebon di Jawa Barat	60
Tabel 4.4	Estimasi Parameter Model Regresi <i>Time Series</i> Data <i>Inflow</i> Total KBS Tasikmalaya Jawa Barat.....	61
Tabel 4.5	Estimasi Parameter Model Regresi <i>Time Series</i> Data <i>Outflow</i> Total KBS Bandung di Jawa Barat..	62
Tabel 4.6	Estimasi Parameter Model Regresi <i>Time Series</i> Data <i>Outflow</i> Total KBS Cirebon di Jawa Barat	63
Tabel 4.7	Estimasi Parameter Model Regresi <i>Time Series</i> Data <i>Outflow</i> Total KBS Tasikmalaya di Jawa Barat.....	64
Tabel 4.8	Nilai Kebaikan Model <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> Jawa Barat dengan Metode Regresi <i>Time Series</i>	67
Tabel 4.9	Pengujian <i>Ljung-Box</i> Residual <i>Time Series Regression</i> untuk Total <i>Inflow</i> di KBS Cirebon	68
Tabel 4.10	Estimasi Parameter Model ARIMAX untuk Data <i>Inflow</i> Total di KBS Cirebon	69
Tabel 4.11	Pengujian Asumsi Normalitas Residual ARIMAX untuk Data <i>Inflow</i> Total di KBS Cirebon	70
Tabel 4.12	Pengujian <i>Ljung-Box</i> Residual ARIMAX untuk Data <i>Inflow</i> Total di KBS Cirebon.....	70
Tabel 4.13	Model untuk Data <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> di KBS Wilayah Jawa Barat	72
Tabel 4.14	Nilai RMSEP dan sMAPEP pada keseluruhan data <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> di KBS Wilayah Jawa Barat.....	73
Tabel 4.15	Nilai Koefisien Korelasi <i>Pearson</i> Data <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> di KBS Wilayah Jawa Barat.....	75
Tabel 4.16	Model GSTARX pada Data <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> KBS di Jawa Barat.....	78
Tabel 4.17	Estimasi Parameter GSTARX Bobot Seragam Data <i>Inflow</i> Total di KBS wilayah Jawa Barat	79

Tabel 4.18	Nilai RMSEP dan sMAPEP Data <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> Jawa Barat Model GSTARX dengan Bobot <i>Uniform</i>	81
Tabel 4.19	Estimasi Parameter GSTARX Bobot Biner Data <i>Inflow</i> Total di KBS Wilayah Jawa Barat.....	82
Tabel 4.20	Nilai RMSEP dan sMAPEP Data <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> Jawa Barat Model GSTARX dengan Bobot Biner.....	84
Tabel 4.21	Jarak antar KBS di wilayah Jawa Barat (km).....	85
Tabel 4.22	Estimasi Parameter GSTARX Bobot <i>Invers</i> Jarak Data <i>Inflow</i> Total di KBS wilayah Jawa Barat	86
Tabel 4.23	Nilai RMSEP dan sMAPEP Data <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> Jawa Barat Model GSTARX dengan Bobot <i>Invers</i> Jarak	88
Tabel 4.24	Rata-rata Nilai <i>Testing</i> RMSEP Pemodelan <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> Jawa Barat	90
Tabel 4.25	Model Terbaik untuk Pemodelan Data <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> di KBS Wilayah Jawa Barat dengan Rata-rata secara keseluruhan.....	91
Tabel 4.26	Nilai <i>Testing</i> RMSEP Pemodelan untuk Data Individu <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> Jawa Barat.....	92
Tabel 4.27	Model Terbaik untuk Pemodelan Data <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> di KBS Wilayah Jawa Barat dengan Rata-rata secara Individu	92

DAFTAR LAMPIRAN

Lampiran 1.	Data Penelitian	107
Lampiran 2.	Matrix Plot Korelasi Pada data <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i>	108
Lampiran 3.	Hasil output RStudio <i>Time Series Regression</i> <i>Model</i> untuk Data <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> di KBS wilayah Jawa Barat	111
Lampiran 4.	Hasil output RStudio ARIMAX Model untuk Data <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> Keseluruhan KBS di Wilayah Jawa Barat	136
Lampiran 5.	Plot MCCF dan MPCCF Residual Regresi <i>Time Series</i> Data <i>Inflow</i> dan <i>Outflow</i> di Keseluruhan KBS Wilayah Jawa Barat	151
Lampiran 6.	Estimasi Parameter GSTARX.....	158
Lampiran 7.	<i>Syntax Time Series Regression</i> menggunakan RStudio	188
Lampiran 8.	<i>Syntax</i> ARIMAX menggunakan RStudio.....	190
Lampiran 9.	<i>Syntax</i> GSTARX menggunakan RStudio.....	193
Lampiran 10.	Surat Keterangan Pengambilan Data.....	195

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

DAFTAR NOTASI

Z_t	Data <i>time series</i> variabel <i>output</i> dengan indeks t
n	Panjang <i>series</i> data, $t = 1, 2, \dots, n$
$\hat{\rho}_k$	Fungsi autokorelasi (ACF) sampel pada <i>lag</i> ke- k
γ_k	Fungsi autokovarians pada <i>lag</i> ke- k
$\phi_{k,k}$	Fungsi autokorelasi parsial (PACF) sampel <i>lag</i> ke- k
$\hat{\rho}_{ij}(k)$	Korelasi silang (MCCF) sampel komponen <i>series</i> ke- i dan ke- j pada <i>lag</i> ke- k
$\hat{\rho}_{ij}(p)$	Matriks autokorelasi parsial (MPCCF) sampel komponen <i>series</i> ke- i dan ke- j pada <i>lag</i> ke- p
ϕ_p	Koefisien parameter <i>Autoregressive</i> (AR)
θ_q	Koefisien parameter <i>Moving average</i> (MA)
$(1 - B)^d$	Operator <i>differencing</i> untuk orde d
L	Jumlah Periode ramalan (<i>testing</i>)
s	Periode musiman
Z	Jumlah lokasi dalam model GSTAR
$\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_p$	Orde spasial model GSTAR
Φ_{k0}	Matriks parameter waktu model GSTAR dari Z lokasi
Φ_{kl}	Matriks parameter spasial model GSTAR dari Z lokasi
$W^{(k)}$	Matriks bobot model GSTAR berukuran $(Z \times Z)$ untuk <i>lag</i> spasial $l = 0, 1, \dots, \lambda_p$
$\mathbf{a}(t)$	Vektor <i>noise</i> berukuran $(Z \times 1)$ independen, identik, berdistribusi normal multivariat
\mathbf{e}_t	Vektor error yang saling berkorelasi
d_{ij}	Jarak lokasi ke- i dengan lokasi ke- j

$x_{i,t}$	Variabel <i>input</i> sebanyak K , ($i = 1, 2, \dots, K$)
$\omega_g^{(i)}$	Koefisien variasi kalender ke- g pada bulan terjadinya Idul Fitri pada lokasi ke- i
$\nu_g^{(i)}$	Koefisien variasi kalender ke- g pada bulan sebelum atau sesudah terjadinya Idul Fitri pada lokasi ke- i
$N_{i,t}$	Residual pada waktu ke- t lokasi ke- i
\mathcal{E}_t	Vektor residual model regresi <i>time series</i> pada waktu ke- t

BAB I

PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang

Uang merupakan instrumen perekonomian yang vital atau sangat penting sehingga kedudukannya tidak bisa digantikan. Uang dikenal sebagai alat tukar, alat bayar pengukur harga atau nilai suatu barang. Oleh karena itu, dalam penggunaannya sangatlah dibutuhkan dalam kehidupan sehari-hari untuk memperoleh fasilitas yang berupa barang, jasa dan kebutuhan hidup lainnya. Peranan uang juga berpengaruh dalam perekonomian yang terjadi di wilayah, daerah maupun negara. Perputaran uang dalam suatu wilayah juga menunjukkan mobilisasi yang terjadi di wilayah tersebut juga mengindikasikan karakteristik yang terdapat pada suatu wilayah. Uang merupakan inovasi besar dalam peradaban perekonomian dunia. Posisi uang sangat strategis dalam satu sistem ekonomi, dan sulit digantikan variabel lainnya. Bisa dikatakan uang merupakan bagian yang terintegrasi dalam satu sistem ekonomi (Choudhury, 1997). Dalam setiap sistem perekonomian, fungsi utama uang selalu sebagai alat tukar (*medium of exchange*). Fungsi utama ini lalu memiliki derivasi fungsi-fungsi lain seperti uang sebagai *standard of value* (pengukur nilai), *store of value* (penyimpanan nilai), *unit of account* dan *standard of deferred payment* (pengukur pembayaran tangguh). Sehingga, dapat disimpulkan bahwa uang adalah sesuatu yang terus mengalir dalam perekonomian, atau lebih dikenal sebagai *flow concept*. Hal ini berbeda dengan sistem perekonomian kapitalis, di mana uang dipandang tidak saja sebagai alat tukar yang sah (*legal tender*) melainkan juga dipandang sebagai komoditas. Dengan demikian, menurut sistem ini, uang dapat diperjual belikan dengan kelebihan baik *on the spot* maupun secara tangguh. Dalam perspektif ini uang juga dapat disewakan atau bisa disebut juga *leasing* (Sari, 2016).

Implementasi kebijakan dalam struktur pemerintahan guna menjaga stabilitas negara. Dalam perekonomian beberapa kebijakan diterapkan seperti kebijakan fiskal maupun kebijakan moneter dimana kedua hal tersebut haruslah memiliki prinsip yang

sama untuk menjamin kebersamaan, efisiensi, berkeadilan, berkelanjutan, berwawasan lingkungan, kemandirian dan menjaga keseimbangan kemajuan serta kesatuan perekonomian nasional itu sendiri. Dalam UUD NRI Tahun 1945 telah mengatur dan mengakui bahwa negara memiliki suatu bank sentral yang susunan, kedudukan, kewenangan, tanggung jawab dan independensi diatur dengan undang-undang (Pasal 23D UUD NRI Tahun 1945). Kelembagaan bank sentral terus berkembang secara dinamis, terutama dipengaruhi oleh faktor tuntutan pembangunan ekonomi domestik suatu negara dan perubahan struktur keuangan global. Dinamika tersebut tercermin dari kedudukan bank sentral yang secara struktural sebagai bagian dari pemerintah, menjadi lembaga publik yang independen. Dari fungsi awalnya sebagai *issuing* bank (bank sirkulasi), kemudian juga berfungsi sebagai otoritas moneter, pemelihara kelancaran sistem pembayaran, regulator dan pengawas perbankan, hingga berperan dalam menciptakan dan memelihara kestabilan sistem keuangan.

Sejak terjadinya krisis nasional tahun 1998, krisis ekonomi global 2008, bahkan kondisi terkini dengan ancaman krisis finansial, maka cakrawala dan tantangan yang dihadapi Bank Indonesia sebagai bank sentral antara lain adalah pengendalian inflasi pada tingkat yang rendah, keterbukaan ekonomi dengan kondisi pendanaan dalam negeri yang masih kurang (likuiditas makro perekonomian), volatilitas nilai tukar rupiah, peran lembaga keuangan khususnya bank dalam mendukung pembiayaan pembangunan, serta kelancaran dan keamanan sistem pembayaran (Nasution, 2010). Stabilitas makroekonomi suatu negara tidak hanya dapat diukur dengan tingkat inflasi yang rendah. Krisis yang terus terjadi dalam beberapa dekade terakhir, khususnya krisis global mengindikasikan ketidakstabilan makroekonomi sebagian besar bersumber dari sektor sistem keuangan. Pasar keuangan yang secara inheren selalu diwarnai dengan ketidaksempurnaan, telah menciptakan fluktuasi makroekonomi yang berlebihan. Oleh sebab itu, kunci dalam mengelola stabilitas makroekonomi bukan saja pada keberhasilan dalam mengendalikan ketidakseimbangan harga (inflasi) dan neraca pembayaran, namun juga ketidakseimbangan di sektor keuangan, seperti pertumbuhan kredit yang berlebihan,

harga aset yang *bubble*, dan siklus perilaku pengambilan risiko di sektor keuangan yang sangat rentan terhadap perubahan persepsi. Dalam konteks tersebut, bank sentral akan efektif dalam menjaga stabilitas makroekonomi, apabila bank sentral memiliki kemampuan untuk mengendalikan perilaku sektor keuangan secara makro, terutama perilaku di sektor perbankan. Kondisi tersebut mencerminkan keterkaitan erat antara kebijakan moneter dan stabilitas sistem keuangan.

Dalam pengimplementasian kebijakan moneter serta stabilitas sistem keuangan, kebutuhan mendasar atau prasyarat bagi bank sentral, termasuk Bank Indonesia adalah adanya data atau informasi kondisi bank, baik secara individual maupun agregat. Kebutuhan tersebut yang sangat tergantung pada mekanisme dan kewenangan akses yang ditetapkan, adalah kunci untuk memastikan kecepatan dan ketepatan respons kebijakan yang diperlukan bank sentral, baik terhadap institusi keuangan termasuk bank yang mengalami masalah, maupun terhadap sistem moneter dan keuangan secara keseluruhan. *International Monetary Fund* (IMF) mencatat bahwa *lesson learn* dari krisis global terkait peran bank sentral adalah bahwa: (i) peran menjaga kestabilan sistem keuangan perlu dilakukan dengan memperkuat kebijakan makroprudensial; (ii) tujuan utama dari bank sentral adalah mencapai kestabilan harga; dan (iii) pentingnya penguatan *crisis management framework* dan *central bank's liquidity operation*. Senada dengan IMF, *Bank for International Settlements* (BIS) juga mengemukakan bahwa berdasarkan pengalaman krisis global maka bank sentral perlu memiliki peran sentral dalam kebijakan Stabilitas Sistem Keuangan (SSK) yang perlu dimandatkan kepada bank sentral secara formal (Bank for International Settlement, 2010).

Nilai uang kartal yang beredar di Indonesia pada Juli 2018 turun 6,3% menjadi Rp 682,2 triliun dari bulan sebelumnya namun tumbuh 10,47% dibanding bulan yang sama tahun sebelumnya. Jumlah uang kartal tersebut yang beredar di masyarakat mencapai Rp 583,1 triliun dan sisanya Rp 99,1 triliun di perbankan. Berdasarkan bentuknya, uang yang beredar dalam bentuk uang kertas mencapai Rp 673,2 triliun dan Rp 8,96 triliun berupa uang

logam. Sementara berdasarkan nilai nominal, uang yang beredar terbesar dalam pecahan Rp Rp. 100.000, yakni mencapai Rp 432,95 triliun kemudian diikuti pecahan Rp Rp. 50.000, dengan nilai Rp 178,17 triliun (Bank Indonesia, 2018).

Bank Sentral yang berkantor pusat di Jakarta memiliki sebanyak 40 Kantor Cabang yang tersebar di masing-masing ibu kota provinsi (Bank Indonesia, 2012). Jawa Barat yang terdiri dari 18 Kabupaten, 9 Kota, 627 Kecamatan, 645 Kelurahan dan 5312 Desa, memiliki 3 KBS (Kantor Bank Indonesia) yaitu KBS (Kantor Bank Indonesia) Bandung, KBS Cirebon dan KBSTasikmalaya. Provinsi Jawa Barat memiliki pertumbuhan penduduk yang sangat signifikan di setiap tahunnya, namun hal ini tidak berbanding lurus terhadap laju inflasi yang terjadi di wilayah tersebut. Menurut Badan Pusat Statistik terjadi penurunan inflasi tahunan pada 7 kota gabungan provinsi Jawa Barat secara signifikan pada tahun 2014 yang sebesar 7.8% menjadi 2.8% dan mengalami konstan pada tahun-tahun berikutnya. Dapat diketahui pula terdapat penurunan secara konstan setiap tahunnya pada presentase penduduk miskin di Jawa Barat. Hal ini juga berbanding terbalik dengan perkembangan *inflow* dan *outflow* pada Kantor Bank Sentral di Jawa Barat yang menunjukkan tren peningkatan dari tahun ke tahun.

Pertumbuhan ekonomi Jawa Barat pada triwulan III 2017 melambat dibanding triwulan II 2017. Laju pertumbuhan ekonomi (LPE) Jawa Barat melambat dari 5,35% (yoy) pada triwulan II 2017 menjadi 5,19% (yoy) pada triwulan III 2017. Namun demikian, realisasi ini lebih rendah dibanding rata-rata LPE triwulan II pada kurun waktu 2014 - 2016 yang tercatat sebesar 5,37%. Perlambatan ini juga dipengaruhi *base effect*, di mana pada triwulan III 2016 terdapat pelaksanaan PON XIX Jawa Barat. Dari sisi pengeluaran, perlambatan laju pertumbuhan ekonomi Jawa Barat pada triwulan III 2017 disebabkan oleh menurunnya konsumsi rumah tangga dan perubahan inventori. Sementara dari sisi lapangan usaha (LU), peningkatan terjadi pada LU utama seperti industri pengolahan dan konstruksi serta beberapa jenis LU berbasis jasa, meskipun tertahan dengan menurunnya kontribusi

dari LU lainnya sehingga secara keseluruhan mengalami perlambatan (Bank Indonesia, 2017).

Sementara itu, untuk keseluruhan tahun 2018 pertumbuhan ekonomi Jawa Barat diperkirakan meningkat dibanding tahun 2017 pada kisaran 5,2% - 5,6% (yoy). Meningkatnya LPE Jawa Barat di tahun 2018 terutama ditopang oleh berlangsungnya sejumlah *event* yang dapat memberikan *multiplier effect* baik pada kegiatan ekonomi maupun pendapatan masyarakat. Beberapa *event* dimaksud meliputi : (1) Pemilihan Gubernur Jawa Barat dan Pilkada di 16 Kab/Kota di Jawa Barat pada Juni 2018 dan (2) Asian Games 2018 yang akan dilaksanakan pada Agustus 2018 di mana Jawa Barat menjadi salah satu lokasi *venue* pelaksanaan pertandingan 6 (enam) cabang olahraga. Selain itu, prospek berlanjutnya perbaikan ekonomi global turut menopang prospek peningkatan kinerja ekspor Jawa Barat (Bank Indonesia, 2018).

Perekonomian Jawa Barat pada triwulan III 2019 tumbuh sebesar 5,14% (yoy) melambat dibandingkan pertumbuhan triwulan II 2019 yang mencapai 5,70% (yoy). Perlambatan ekonomi Jawa Barat triwulan III 2019 terutama disebabkan oleh normalisasi konsumsi pasca berlalunya momen bulan Ramadhan dan Idul Fitri serta Pilpres dan Pileg serentak. Kondisi ini tercermin dari melambatnya konsumsi rumah tangga dan penurunan konsumsi Lembaga Non Pemerintah Penyedia Rumah Tangga (LNPRP). Ketidakpastian kondisi ekonomi global yang meningkat juga berkontribusi menahan laju pertumbuhan ekonomi Jawa Barat dengan melemahnya investasi yang selama ini didominasi *Foreign Direct Investment* (Bank Indonesia, 2019).

Berdasarkan uraian diatas dapat disimpulkan bahwa terdapat banyak faktor yang berkaitan dengan sistem perekonomian nasional serta berhubungan erat dengan uang yang beredar di masyarakat, sehingga diperlukan implementasi kebijakan yang tepat guna meminimalisir terjadinya kendala di masa yang akan datang. Mobilisasi serta aktivitas masyarakat memiliki pengaruh terhadap *inflow* dan *outflow* yang terjadi di wilayah tersebut. Kebijakan yang telah dilakukan oleh Bank Sentral salah satunya adalah melakukan peramalan terhadap peredaran uang rupiah (Karomah & Suhartono, 2014). Menentukan

metode ramalan terbaik sangatlah penting untuk mewujudkan keseimbangan makroekonomi.

Terdapat beberapa penelitian mengenai peramalan uang di Indonesia. Penelitian yang dilakukan oleh Rachmawati, Setiawan, dan Suhartono (2015) dengan menggunakan metode ARIMA (*Autoregressive Integrated Moving Average*), *Time Series Regression*, dan ARIMAX (*Autoregressive Integrated Moving Average with Exogeneous Variable*) (modifikasi model dasar ARIMA seasonal dengan menambahkan variabel prediktor), didapatkan bahwa karakteristik *inflow* dan *outflow* uang kartal dipengaruhi efek variasi kalender, yaitu adanya hari raya Idul Fitri serta pola musiman. Juliyanto (2017) melakukan penelitian mengenai Peramalan *Inflow* dan *Outflow* Uang Kartal di Provinsi Jawa Barat dengan menggunakan metode *Hybrid ARIMAX-Neural Network* (ARIMAX-NN) dan GARCH (*Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*), diperoleh kesimpulan bahwa karakteristik data *outflow* dan *inflow* uang kartal di Kantor Bank Indonesia Provinsi Jawa Barat dipengaruhi oleh adanya pola musiman yang disebabkan oleh Hari Raya Idul Fitri dan Tahun Baru.

Yukha (2015) melakukan penelitian tentang penerapan hierarki menggunakan variasi kalender untuk peramalan *inflow* dan *outflow* uang kartal di Jawa Barat. Berdasarkan penelitian Yukha, didapatkan bahwa karakteristik *inflow* dan *outflow* di Jawa Barat periode Januari 2003 hingga Desember 2014 mempunyai pola musiman yang dipengaruhi oleh Hari Raya Idul Fitri. Model terbaik untuk data *inflow* di KBS Bandung, Tasikmalaya, dan Jawa Barat menggunakan ARIMAX sedangkan KBS Cirebon dengan menggunakan *time series regression* namun untuk model terbaik data *outflow* di semua kantor perwakilan menggunakan metode ARIMAX. Selain itu ditahun yang sama, Wulansari dan Suhartono (2015) melakukan peramalan mengenai *netflow* uang kartal menggunakan metode ARIMAX dan *Radial Basis Function Network* (RBFN) studi kasus Bank Indonesia, hasil penelitian menunjukkan bahwa variasi kalender dan variabel IHK berpengaruh signifikan terhadap *netflow*. Model terbaik yang

didapatkan adalah model ARIMAX dengan efek variasi kalender serta variabel prediktor Indeks Harga Konsumen (IHK).

Generalized Space Time Autoregressive (GSTAR) merupakan model pengembangan dari model *Space Time Autoregressive* (STAR) dan spesifikasi model *Vector Autoregressive* (VAR). Model GSTAR menjelaskan lokasi yang berbeda mempunyai sifat yang berbeda sehingga model peramalan yang dihasilkan akan berbeda tiap lokasi. Terdapat beberapa penelitian yang berfokus menggunakan GSTAR untuk melakukan peramalan. Suhartono dan Atok (2005) melakukan perbandingan antara model *Vector Autoregressive Moving Average* (VARIMA) dan GSTAR untuk peramalan data deret waktu dan lokasi pada data minyak bumi di tiga lokasi. Hasil analisis menyatakan bahwa model GSTAR lebih baik meramalkan minyak bumi di tiga lokasi dibandingkan dengan model VARIMA dengan nilai *Root Mean Square Error* (RMSEP) 297,3 untuk model GSTAR dan 326,4 untuk model VARIMA. Nurhayati, Pasaribu dan Nesawn (2012) melakukan penelitian terhadap *Gross Domestic Product* (GDP) di Eropa Barat menggunakan GSTAR dengan hasil bahwa model GSTAR merupakan model terbaik untuk meramalkan GDP Eropa Barat. Faizah dan Setiawan (2013) menggunakan metode GSTAR untuk memodelkan inflasi di Kota Semarang, Yogyakarta, dan Surakarta dengan hasil bahwa model terbaik untuk memodelkan inflasi di tiga kota di Jawa Barat adalah GSTAR dengan bobot lokasi menggunakan normalisasi korelasi silang.

Berdasarkan uraian diatas, peredaran uang kartal di suatu wilayah diduga dipengaruhi oleh beberapa faktor diantaranya adalah mobilisasi, kepadatan penduduk, pendapatan penduduk, kondisi sosial, kebijakan yang berlaku dan lain sebagainya. Kondisi sosial seperti kerusuhan yang terjadi pada krisis moneter 1998 juga memberikan pengaruh pada peredaran uang, sehingga menyebabkan terjadinya inflasi. Adanya *event* yang berlangsung dimana mengundang turis asing atau wisatawan untuk datang ke suatu wilayah ataupun *event* tahunan yang berulang seperti perayaan hari besar keagamaan antara lain: Imlek dan Hari Raya Idul Fitri juga memberikan pengaruh yang signifikan terhadap peredaran uang. Pada Hari Raya Idul Fitri *outflow* uang kartal

meningkat secara signifikan diakibatkan oleh *demand* masyarakat untuk menjalankan tradisi. Permintaan *outflow* uang pecahan berbeda di setiap jenisnya. Permintaan uang paling banyak adalah uang pecahan nominal Rp50.000,00 dan Rp100.000,00 serta saat Hari raya Idul Fitri banyak sekali yang menukarkan uang dengan pecahan kecil seperti uang pecahan Rp2.000,00 dan Rp5.000,00 guna menjalankan adat salam amplop yang terjadi pada hari-hari tertentu di Indonesia. Sehingga, penelitian ini fokus menggunakan *inflow* dan *outflow* uang pecahan Rp2.000,00, Rp5.000,00, Rp50.000,00 dan Rp100.000,00.

1.2 Rumusan Masalah

Berdasarkan historinya Jawa Barat selalu mengalami kondisi net *inflow* di setiap tahun serta terjadi mengalami fluktuatif pada aliran *inflow* dan *outflow*. Pertumbuhan ekonomi di Jawa Barat diperkirakan akan mengalami peningkatan di beberapa bidang. Peramalan *inflow* dan *outflow* uang kartal sebaiknya dapat menangkap fluktuasi yang terdapat pada data serta aspek perbedaan lokasi dan parameter waktu. Hal ini dilakukan karena terdapat pola variasi kalender pada data serta adanya dependensi lokasi pada Kantor Bank Sentral dalam pendistribusian uang. Sehingga, diperlukan analisis yang tepat guna didapatkan perencanaan dalam peredaran uang. Rumusan masalah pada penelitian ini adalah sebagai berikut.

1. Bagaimana karakteristik data *inflow* dan *outflow* Total dan uang kartal pecahan Rp2.000,00, Rp5.000,00, Rp50.000,00, Rp100.000,00 pada Kantor Bank Sentral di wilayah Provinsi Jawa Barat?
2. Bagaimana model yang tepat untuk meramalkan data *inflow* dan *outflow* Total dan uang kartal pecahan Rp2.000,00, Rp5.000,00, Rp50.000,00, Rp100.000,00 pada Kantor Bank Sentral di wilayah Provinsi Jawa Barat?
3. Bagaimana peramalan untuk data *inflow* dan *outflow* Total serta uang kartal dengan pecahan Rp2.000,00, Rp5.000,00, Rp50.000,00, Rp100.000,00 pada Kantor Bank Sentral di wilayah Provinsi Jawa Barat dengan menggunakan metode terbaik?

1.3 Tujuan Penelitian

Berdasarkan rumusan masalah yang akan diselesaikan, maka tujuan penelitian yang ingin dicapai dalam penelitian ini yaitu:

1. Mendapatkan deskripsi karakteristik data *inflow* dan *outflow* Total serta uang kartal dengan nominal Rp2.000,00, Rp5.000,00, Rp50.000,00, Rp100.000,00 pada Kantor Bank Sentral di Provinsi Jawa Barat.
2. Mendapatkan model terbaik pada data *inflow* dan *outflow* Total dan uang kartal dengan pecahan Rp2.000,00, Rp5.000,00, Rp50.000,00, Rp100.000,00 di Kantor Bank Sentral Provinsi Jawa Barat.
3. Mendapatkan ramalan *inflow* dan *outflow* Total dan uang kartal pecahan Rp2.000,00, Rp5.000,00, Rp50.000,00, Rp100.000,00 di Kantor Bank Sentral di Provinsi Jawa Barat dengan metode terbaik.

1.4 Manfaat Penelitian

Melalui penelitian ini diharapkan dapat menambah wawasan keilmuan dalam pengembangan dan penerapan analisis *time series* menggunakan beberapa metode. Hasil penelitian ini adalah memberikan tambahan informasi kepada KBS di wilayah Jawa Barat khususnya Kota Bandung, Cirebon dan Tasikmalaya dalam menentukan kebijakan *inflow* dan *outflow* uang kartal dengan metode peramalan menggunakan ARIMAX dan GSTARX.

1.5 Batasan Masalah

Penelitian ini hanya berfokus kepada *inflow* dan *outflow* Total serta uang kartal yang beredar jenis pecahan kecil yang terdiri dari Rp2.000 dan Rp5.000 serta jenis pecahan besar yang terdiri dari Rp50.000 dan Rp100.000. Data yang digunakan merupakan banyaknya uang yang beredar dalam satuan juta rupiah pada Januari 2010 hingga Juni 2019 di Provinsi Jawa Barat yang hanya terdapat pada kota Bandung, Cirebon dan Tasikmalaya. Variabel eksogen berupa variasi kalender yang digunakan adalah Hari Raya Idul Fitri. Orde spasial yang digunakan dibatasi hanya pada orde satu dengan mengasumsikan bahwa lokasi dalam penelitian tersebut berdekatan.

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BAB II

TINJAUAN PUSTAKA

Tinjauan pustaka dalam penelitian ini membahas teori serta penelitian-penelitian sebelumnya sebagai landasan dalam penyusunan laporan penelitian. Pengimplementasian tinjauan pustaka dalam penyelesaian masalah terkait analisis *time series* pada *inflow* dan *outflow* uang kartal di Jawa Barat.

2.1 Analisis Deret Waktu

Analisis deret waktu (*time series*) merupakan serangkaian observasi terhadap suatu variabel yang diambil secara beruntun berdasarkan interval waktu yang tetap (Wei, 2006). Analisis deret waktu digunakan untuk menyusun perencanaan ke depan berdasarkan data yang sudah tersedia. Untuk data model stokastik terdapat beberapa model yang dapat digunakan seperti *Autoregressive* (AR), *Moving Average* (MA), *Autoregressive Moving Average* (ARMA), *Seasonal Integrated Moving Average* (SARIMA) dan lainnya.

Peramalan merupakan hal yang sangat penting di banyak jenis organisasi saat prediksi kejadian di masa yang akan datang menjadi salah satu acuan dalam pengambilan keputusan. Metode peramalan tidak bisa diharapkan memberikan prediksi yang bagus apabila tidak memenuhi asumsi yang berlaku. Jika pola data yang telah diidentifikasi tidak selalu sama di masa depan, hal ini mengindikasikan bahwa metode peramalan yang digunakan mungkin menghasilkan prediksi yang tidak akurat. Sehingga, perlu antisipasi ketika terjadi perubahan pada pola data yang akan terjadi guna meminimalisir terjadinya rendahnya nilai akurasi dalam hasil prediksi (Bowerman, O'Connell, & Koehler, 2005).

2.2 Univariate Time Series

Model peramalan *univariate* memprediksi nilai masa depan dari serangkaian waktu hanya berdasarkan nilai masa lalu dari serangkaian waktu. Ketika model univariat digunakan, data historis dianalisis dalam upaya untuk mengidentifikasi pola data. Kemudian, dengan asumsi bahwa hal itu akan berlanjut di masa

depan, pola data ini di ekstrapolasi untuk menghasilkan perkiraan (Bowerman, O'Connell, & Koehler, 2005). *Univariate time series* memiliki beberapa model, diantaranya model AR (*Autoregressive*), MA (*Moving Average*), model campuran ARMA (*Autoregressive Moving Average*), dan model ARIMA (*Autoregressive Integrated Moving Average*).

2.2.1 Model *Autoregressive Integrated Moving Average* (ARIMA)

Kondisi nonstasioner dalam deret waktu yang homogen dapat diminimalisir menjadi deret waktu stasioner melalui proses *differencing*. Model *Autoregressive Moving Average* (ARMA) digunakan untuk menggambarkan deret waktu yang stasioner (Wei, 2006). Model ARIMA merupakan gabungan dari model AR dan MA melalui proses *differencing*.

Model *Autoregressive* (AR) merepresentasikan sebuah proses, jika hanya bilangan terbatas dari bobot π adalah bukan nol, seperti $\pi_1 = \phi_1, \pi_2 = \phi_2, \dots, \pi_p = \phi_p$ dan $\pi_k = 0$ untuk $k > p$, sehingga hasil dari proses mengatakan bahwa model AR pada ordo p dapat dituliskan sebagai berikut (Wei, 2006):

$$\dot{Z}_t = \phi_1 \dot{Z}_{t-1} + \dots + \phi_p \dot{Z}_{t-p} + a_t, \quad (2.1)$$

atau

$$\phi_p(B) \dot{Z}_t = a_t, \quad (2.2)$$

dengan $\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$ yang juga diketahui sebagai operator AR(p) dimana,

\dot{Z}_t : $Z_t - \mu$

ϕ_p : parameter AR orde ke- p

a_t : nilai residual pada waktu ke- t .

Model *Moving Average* (MA) merepresentasikan sebuah proses, jika hanya ada bilangan terbatas dari bobot ψ merupakan bukan nol, seperti $\psi_1 = -\theta_1, \psi_2 = -\theta_2, \dots, \psi_q = -\theta_q$, dan $\psi_k = 0$

untuk $k > q$, sehingga hasil dari proses mengatakan bahwa model MA pada ordo q dapat dituliskan sebagai berikut (Wei, 2006):

$$\dot{Z}_t = a_t + \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q}, \quad (2.3)$$

atau dapat ditulis dalam bentuk:

$$\dot{Z}_t = \theta_q(B) a_t, \quad (2.4)$$

dengan $\theta_q(B) = (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q)$ yang dikenal dengan operator MA(q) dimana,

$$\dot{Z}_t \quad : Z_t - \mu$$

$$\theta_q \quad : \text{parameter MA orde ke-}q$$

$$a_t \quad : \text{nilai residual pada waktu ke-}t.$$

Proses MA selalu bersifat stasioner karena $1 + \theta_1^2 + \dots + \theta_q^2 < \infty$.

Model lanjutan yang berasal dari proses *Autoregressive* (AR) dan proses *Moving Average* (MA) disebut juga sebagai model ARMA dimana model tersebut merupakan model campuran yang dapat ditulis dengan notasi ARMA (p, q). Bentuk fungsi model ARMA ditunjukkan pada persamaan sebagai berikut (Wei, 2006):

$$\phi_p(B) \dot{Z}_t = \theta_q(B) a_t, \quad (2.5)$$

dimana,

$$\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p, \quad (2.6)$$

dan

$$\theta_q(B) = (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q) \quad (2.7)$$

untuk proses menjadi *invertible*, dibutuhkan akar dari $\theta_q(B) = 0$ yang terletak pada unit luar. Sedangkan, untuk mencapai stasioner dibutuhkan akar dari $\phi_p(B) = 0$ yang terletak pada unit luar. Dapat diasumsikan pula bahwa $\phi_p(B) = 0$ dan $\theta_q(B) = 0$ tidak memiliki akar yang sama. Selanjutnya, mengacu pada model

ARMA(p, q) dimana p dan q digunakan untuk mengindikasikan ordo dari gabungan polinomial AR dan MA secara berturut-turut.

Model ARIMA merupakan model yang digunakan untuk data *time series* setelah dilakukan *differencing*. *Differencing* dilakukan untuk mengatasi data yang belum stasioner dalam *mean*. Model ARIMA terdiri dari orde p sebagai operator AR, orde d sebagai *differencing* atau operator *Integrated* (I), dan orde q sebagai operator MA. Bentuk fungsi model ARIMA ditunjukkan (Wei, 2006):

$$\phi_p(B) = (1 - B)^d \dot{Z}_t = \theta_q(B) a_t, \quad (2.8)$$

dengan fungsi orde (p) sebagai operator AR yang telah stasioner:

$$\phi_p(B) = (1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p), \quad (2.9)$$

dan fungsi orde (q) operator MA yang telah *invertible*:

$$\theta_q(B) = (1 - \theta_q B - \dots - \theta_q B^q). \quad (2.10)$$

2.2.2 Identifikasi Model *Univariate Time Series*

Autocorrelation Function (ACF) merupakan korelasi antara Z_t dan Z_{t-k} dari suatu proses yang sama dan hanya terpisah oleh *lag* waktu ke- k . Korelasi antara Z_t dan Z_{t-k} yang selanjutnya disebut ACF didefinisikan sebagai berikut (Wei, 2006):

$$\rho_k = \frac{\text{Cov}(Z_t, Z_{t-k})}{\sqrt{\text{Var}(Z_t)} \sqrt{\text{Var}(Z_{t-k})}} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}, \quad (2.11)$$

dengan $\text{Var}(Z_t) = \text{Var}(Z_{t+k}) = \gamma_0$ serta γ_k yang merupakan fungsi dari autokorelasi (ACF) pada waktu ke- k dengan $\gamma_k = \text{Cov}(Z_t, Z_{t+k}) = E(Z_t - \mu)(Z_{t+k} - \mu)$. Ketentuan dari fungsi autokovarians dan fungsi autokorelasi adalah sebagai berikut.

1. $\gamma_0 = \text{Var}(Z_t); \rho_0 = 1$.
2. $|\gamma_k| \leq \gamma_0; |\rho_k| \leq 1$.

3. $\gamma_k = \gamma_{-k}$ dan $\rho_k = \rho_{-k}$ untuk semua nilai k .
4. Fungsi autokovarians dan autokorelasi yang merupakan fungsi semidefinit positif, dimana $\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \alpha_i \alpha_j \gamma_{|t_i - t_j|} \geq 0$ serta $\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \alpha_i \alpha_j \rho_{|t_i - t_j|} \geq 0$ untuk setiap t_1, t_2, \dots, t_n dan setiap angka real $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n$.

Persamaan (2.11) disederhanakan untuk melakukan perhitungan ACF dari sampel Z_1, Z_2, \dots, Z_n dan diperoleh persamaan berikut (Wei, 2006):

$$\hat{\rho}_k = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (Z_t - \bar{Z})(Z_{t+k} - \bar{Z})}{\sum_{t=1}^n (Z_t - \bar{Z})^2}, k = 0, 1, 2, \dots \quad (2.12)$$

dengan $\bar{Z} = \frac{\sum_{t=1}^n Z_t}{n}$ merupakan rata-rata dari sampel. Batas dari ACF pada pengujian stasioneritas dirumuskan dengan nilai standar *error* dari $\hat{\rho}_k$ adalah sebagai berikut:

$$S_{\hat{\rho}_k} = \sqrt{\frac{1}{n} (1 + 2\hat{\rho}_1^2 + \dots + \hat{\rho}_{k-1}^2)}. \quad (2.13)$$

Partial Autocorrelation Function (PACF) digunakan untuk menduga model AR dimana merupakan korelasi antara Z_t dan Z_{t-k} dengan syarat bahwa korelasi antara $Z_{t-1}, Z_{t-2}, \dots, Z_{t-k-1}$ telah dihilangkan (Wei, 2006). Kejadian tersebut dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\text{Corr}(Z_t, Z_{t-k} \mid Z_{t+1}, Z_{t+1}, \dots, Z_{t+k-1}). \quad (2.14)$$

dan dinotasikan sebagai berikut:

$$P_k = \frac{\text{Cov}[(Z_t - \dot{Z}_t), (Z_{t+k} - \dot{Z}_{t+k})]}{\sqrt{\text{Var}(Z_t - \dot{Z}_t)} \sqrt{\text{Var}(Z_{t+k} - \dot{Z}_{t+k})}} \quad (2.15)$$

dimana \dot{Z}_t merupakan estimasi dari Z_t dan \dot{Z}_{t+k} merupakan estimasi dari Z_{t+k} . Nilai estimasi tersebut dituliskan sebagai berikut:

$$\dot{Z}_t = \beta_1 Z_{t+1} + \beta_2 Z_{t+2} + \dots + \beta_{k-1} Z_{t+k-1} \quad (2.16)$$

$$\dot{Z}_{t+k} = \alpha_1 Z_{t+k-1} + \alpha_2 Z_{t+k-2} + \dots + \alpha_{k-1} Z_{t+1} \quad (2.17)$$

dimana $\alpha_i = \beta_i (1 \leq i \leq k-1)$ merupakan *mean square* dari koefisien regresi, sehingga P_k pada Persamaan (2.15) dapat dituliskan dalam sebagai berikut:

$$P_k = \frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 & \cdots & \rho_{k-2} & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 & \cdots & \rho_{k-3} & \rho_2 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \rho_{k-1} & \rho_{k-2} & \rho_{k-3} & \cdots & \rho_1 & \rho_k \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 & \cdots & \rho_{k-2} & \rho_{k-1} \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 & \cdots & \rho_{k-3} & \rho_{k-2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \rho_{k-1} & \rho_{k-2} & \rho_{k-3} & \cdots & \rho_1 & 1 \end{vmatrix}} \quad (2.18)$$

Perhitungan PACF untuk sampel dapat diperoleh melalui persamaan berikut (Wei, 2006):

$$\hat{\phi}_{k+1, k+1} = \frac{\hat{\rho}_{k+1} - \sum_{j=1}^k \hat{\phi}_{kj} \hat{\rho}_{k+1-j}}{1 - \sum_{j=1}^k \hat{\phi}_{kj} \hat{\rho}_{k+1-j}}, \quad (2.19)$$

dan

$$\hat{\phi}_{k+1, j} = \hat{\phi}_{k, j} - \hat{\phi}_{k+1, k+1} \hat{\phi}_{k, k+1-j}, \quad j = 1, 2, \dots, k. \quad (2.20)$$

Batas signifikansi dari PACF adalah $\pm \frac{2}{\sqrt{n}}$.

2.2.3 Cek Diagnosa

Cek diagnosa (*Diagnostic Checking*) pada residual meliputi pemeriksaan asumsi *white noise* (Independen dan Identik) dan berdistribusi normal. Tujuan dari pemeriksaan asumsi terhadap residual adalah untuk memeriksa ketetapan model (Wei, 2006) Pengujian dengan menggunakan uji *Ljung-Box* dilakukan untuk memenuhi asumsi *white noise*, dengan hipotesis,

$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_K = 0$ (residual independen)

$H_1 : \text{minimal ada satu nilai } \rho_k \neq 0, \text{ dimana } k = 1, 2, \dots, K$ (residual tidak independen).

Statistik uji yang digunakan adalah sebagai berikut:

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^K \frac{\hat{\rho}_k^2}{(n-k)}. \quad (2.21)$$

dimana n adalah banyaknya pengamatan dan $\hat{\rho}_k$ adalah sampel ACF residual pada lag ke- k . dengan daerah kritis $Q > \chi_{K-n_p-n_q, \alpha}^2$, atau Nilai $P < \alpha$. Pengambilan keputusan jika H_0 ditolak, maka residual tidak memenuhi asumsi *white noise* (Wei, 2006). Untuk mengetahui apakah residual berdistribusi normal atau tidak dilakukan uji *Kolmogorov-Smirnov* (Daniel, 1989) seperti yang dituliskan dalam Persamaan (2.22).

$H_0 : F_n(a_t) = F_0(a_t)$, residual berdistribusi normal

$H_1 : F_n(a_t) \neq F_0(a_t)$, residual tidak berdistribusi normal.

Statistik uji yang digunakan adalah sebagai berikut:

$$D = \text{Sup} |F_n(a_t) - F_0(a_t)| \quad (2.22)$$

dengan,

$F_n(a_t)$: fungsi peluang kumulatif dari data sampel,

$F_0(a_t)$: nilai peluang kumulatif dari distribusi normal,

Sup : nilai maksimum dari $F(a_t) - F_0(a_t)$.

Apabila $D > D_{(1-\alpha, n)}$ maka H_0 akan ditolak atau Nilai $P < \alpha$ artinya

bahwa residual memenuhi asumsi distribusi normal.

2.2.4 Time Series Regression

Time series regression merupakan model yang menghubungkan variabel dependen Z_t dengan fungsi waktu. Model-model ini paling baik digunakan ketika parameter yang menggambarkan deret waktu yang akan diramalkan tetap konstan sepanjang waktu. Misalnya jika deret waktu menunjukkan tren linier, maka kemiringan garis tren tetap konstan. Sebagai contoh lain jika deret waktu dapat dijelaskan dengan menggunakan parameter musiman bulanan, maka parameter musiman untuk masing-masing dari dua belas bulan tetap sama dari satu tahun ke tahun berikutnya (Bowerman dkk., 2005).

Model yang digunakan dalam penelitian ini adalah model *time series regression* dengan adanya efek variasi kalender. Secara Umum, model *time series regression* memiliki kesamaan dengan model regresi linear, yaitu dengan asumsi respon dipengaruhi oleh *input* atau variabel independen sehingga hubungan keduanya dapat diekspresikan sebagai model regresi linear (Suhartono, Lee, & Hamzah, 2010) Adapun model *time series regression* dari data yang memiliki unsur tren yang dituliskan sebagai berikut:

$$Z_t = \beta_1 t + \varepsilon_t \quad (2.23)$$

dengan ε_t merupakan komponen *error* yang memenuhi asumsi identik, independen dan berdistribusi normal dengan rata-rata 0 dan variansi σ_ε^2 . Data yang memiliki pola musiman $M_{1,t}, M_{2,t}, \dots, M_{12,t}$ dapat dituliskan sebagai berikut:

$$Z_t = \gamma_1 M_{1,t} + \gamma_2 M_{2,t} + \dots + \gamma_{12} M_{12,t} + \varepsilon_t \quad (2.24)$$

sejalan dengan hal tersebut, data dengan variasi kalender juga dapat dimodelkan menggunakan regresi linear dengan persamaan yang

dituliskan sebagai berikut:

$$Z_t = \gamma_1 M_{1,t} + \gamma_2 M_{1,t-1} + \gamma_3 M_{1,t+1} + \gamma_4 M_{2,t-1} + \gamma_5 M_{2,t} + \gamma_6 M_{2,t+1} + \dots + \gamma_{10} M_{4,t-1} + \gamma_{11} M_{4,t} + \gamma_{12} M_{4,t+1} + \varepsilon_t \quad (2.25)$$

sehingga jika data memiliki unsur tren, musiman dan variasi kalender maka akan mengikuti Persamaan (2.26) sebagai berikut:

$$Z_t = \beta t + \gamma_1 M_{1,t} + \gamma_2 M_{2,t} + \dots + \gamma_{12} M_{12,t} + \omega_1 V_{1,t-1} + \omega_2 V_{1,t} + \omega_3 V_{3,t+2} + \omega_{10} V_{4,t-1} + \omega_{11} V_{4,t} + \omega_8 V_{4,t+1} + \varepsilon_t \quad (2.26)$$

dimana $V_{i,t}$ adalah variabel *dummy* untuk efek variasi kalender minggu ke- i bulan ke- t dengan $i=1,2,3,4$ dan $M_{m,t}$ adalah variabel *dummy* bulan ke- m dengan $m=1,2,\dots,12$.

2.2.5. Autoregressive Integrated Moving Average with Exogeneous Variable (ARIMAX)

Model *Autoregressive Integrated Moving Average with Exogeneous Variable* (ARIMAX) merupakan model ARIMA yang diberi tambahan variabel prediktor atau variabel *dummy* seperti variasi kalender atau tren deterministik. Model variasi kalender merupakan model *time series* yang digunakan untuk meramalkan data data berdasarkan pola musiman dengan periode bervariasi (Karomah & Suhartono, 2014). Persamaan model ARIMAX dengan menggunakan variabel *dummy* berupa tren, musiman, dan variasi kalender dapat diberikan pada persamaan (2.26) dimana ε_t merupakan residual regresi *time series* yang belum memenuhi asumsi *white noise*. Selanjutnya ε_t mengikuti persamaan ARIMA yaitu $\varepsilon_t = \frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)} a_t$. Model ARIMAX yang mengandung pola tren, musiman variasi kalender dan *noise* sebagai berikut.

$$Z_t = T_t + S_t + CV_t + N_t, \quad (2.27)$$

atau

$$Z_t = \beta t + \gamma_1 M_{1,t} + \dots + \gamma_{12} M_{12,t} + \sum_{i=1}^4 \omega_i V_{i,t-1} + \sum_{i=1}^4 \omega_i V_{i,t} + \sum_{i=1}^4 \omega_i V_{i,t+1} + \frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)} a_t, \quad (2.28)$$

dengan,

- T_t : tren
- S_t : musiman (*dummy* atau model sinus)
- CV_t : variasi kalender
- N_t : *noise* (linier atau non-linier stasioner)
- t : *dummy* waktu untuk bulan
- $M_{j,t}$: variabel *dummy* bulan ke- j , dimana $j = 1, 2, \dots, 12$
- $V_{i,t-1}$: variabel *dummy* satu bulan sebelum hari raya Idul Fitri yang terjadi pada minggu ke- i
- $V_{i,t}$: variabel *dummy* saat bulan hari raya Idul Fitri yang terjadi pada minggu ke- i
- $V_{i,t+1}$: variabel *dummy* satu bulan sesudah hari raya Idul Fitri yang terjadi pada minggu ke- i dengan $j = 1, 2, 3, 4$.

2.3 *Multivariate Time Series*

Multivariate Time Series merupakan hubungan yang menjelaskan interaksi antara beberapa variabel dalam waktu tertentu (Box, Jenkins, & Reinsel, 2008) Diasumsikan bahwa k merupakan banyaknya variabel *time series* yang dinotasikan dengan $Z_{1t}, Z_{2t}, \dots, Z_{kt}$ dan saling berinteraksi. Banyaknya variabel *time series* dapat dituliskan dalam bentuk vektor sebagai berikut:

$$\mathbf{Z}_t = \begin{bmatrix} Z_{1t}, \\ Z_{2t}, \\ \vdots \\ Z_{kt}, \end{bmatrix} \quad (2.29)$$

Proses dalam *multivariate time series* sama dengan proses pada *univariate time series*, yaitu mensyaratkan stasioneritas data yang dapat dilihat dari plot *Matrix Cross Correlation Function* (MCCF) dan *Matrix Partial Cross Correlation Function* (MPCCF). Plot MCCF yang turun secara lambat mengindikasikan

bahwa data belum stasioner dalam rata-rata sehingga perlu dilakukan *differencing*. Sedangkan stasioneritas dalam varians dapat dilihat dari plot *Box Cox*, jika belum stasioner dilakukan transformasi (Wei, 2006).

2.3.1 Model *Vector Autoregressive Moving Average* (VARMA)

Model *Vector Autoregressive Moving Average* (VARMA) merupakan perluasan dari model ARIMA yang diterapkan pada data *time series* multivariat sebagai metode peramalan kuantitatif. Model VARMA menjelaskan keterkaitan antar pengamatan pada variabel tertentu pada suatu waktu dengan pengamatan pada variabel itu sendiri pada waktu-waktu sebelumnya, dan juga keterkaitannya dengan pengamatan pada variabel lain pada waktu-waktu sebelumnya.

Diberikan $Z_i(t)$ dengan $t \in T, T = \{1, 2, \dots, T\}$ dan $i = \{1, 2, \dots, N\}$ yang merupakan indeks parameter waktu dan variabel yang dihitung dan terbatas, model VARMA secara umum dinyatakan dalam Persamaan sebagai berikut (Wei, 2006):

$$\Phi_p(B) \dot{\mathbf{Z}}(t) = \Theta_q(B) \mathbf{a}(t), \quad (2.30)$$

dimana $\dot{\mathbf{Z}}(t)$ adalah vektor *time series* multivariat yang terkorelasi nilai rata-ratanya, $\Phi_p(B)$ dan $\Theta_q(B)$ berturut-turut adalah matriks *autoregressive* (AR) dan matriks *moving average* (MA).

Dalam analisis *time series* sering dijumpai data-data yang tidak stasioner (Wei, 2006). Model VARMA yang tidak stasioner dapat dinyatakan dalam bentuk sebagai berikut:

$$\Phi_p(B) \mathbf{D}(B) \mathbf{Z}(t) = \Theta_q(B) \mathbf{a}(t), \quad (2.31)$$

dimana $\mathbf{D}(B)$ merupakan operator *differencing* yang dinyatakan dengan,

$$\mathbf{D}(B) = \text{diag} \left((1-B)^{d_1}, (1-B)^{d_2}, \dots, (1-B)^{d_n} \right). \quad (2.32)$$

Identifikasi model VARMA dapat dilakukan dengan menggunakan *time series plot*, MCCF, dan MPCCF.

a. Matrix Cross Correlation Function (MCCF)

Jika terdapat sebuah vektor *time series* dengan observasi sebanyak n , yaitu $\mathbf{Z}_1, \mathbf{Z}_2, \dots, \mathbf{Z}_n$. Maka persamaan matriks korelasi sampelnya sebagai berikut (Wei, 2006):

$$\hat{\rho}(k) = [\hat{\rho}_{ij}(k)] \quad (2.33)$$

dimana $\hat{\rho}_{ij}(k)$ merupakan korelasi silang sampel untuk komponen *series* ke- i dan ke- j yang dinyatakan sebagai berikut:

$$\hat{\rho}_{ij}(k) = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (Z_{i,t} - \bar{Z}_i)(Z_{j,t+k} - \bar{Z}_j)}{\sqrt{\left(\sum_{t=1}^n (Z_{i,t} - \bar{Z}_i)^2 \sum_{t=1}^n (Z_{j,t} - \bar{Z}_j)^2 \right)}} \quad (2.34)$$

dimana \bar{Z}_i dan \bar{Z}_j merupakan rata-rata sampel dari komponen *series* yang bersesuaian. Untuk stasioneritas vektor, Hannan (1970) dalam Wei (2006) menunjukkan bahwa $\hat{\rho}_{ij}(k)$ adalah estimator konstan yang berdistribusi normal asimtotis. Bartlett (1966) dalam Wei (2006) telah menuturkan varians dan kovarians dari besaran korelasi silang yang diperoleh dari sampel. Berdasarkan hipotesis bahwa dua data *time series* Z_i dan Z_j tidak berkorelasi, sehingga Bartlett (1966) dalam Wei (2006) menunjukkan Persamaan (2.35) sebagai berikut:

$$\text{Var}[\hat{\rho}_{ij}(k)] \cong \frac{1}{n-k} \left[1 + 2 \sum_{s=1}^{\infty} \rho_{ii}(s) \rho_{jj}(s) \right], \quad |k| > q. \quad (2.35)$$

sehingga ketika Z_i dan Z_j merupakan deret yang *white noise*, maka diperoleh persamaan sebagai berikut:

$$\text{Cov}[\hat{\rho}_{ij}(k), \hat{\rho}_{ij}(k+s)] \cong \frac{1}{n-k} \quad (2.36)$$

$$\text{Var}[\hat{\rho}_{ij}(k)] \cong \frac{1}{n-k} \quad (2.37)$$

untuk ukuran sampel yang besar ($n - k$) dalam Persamaan (2.37) seringkali digantikan dengan n .

Persamaan matriks korelasi sampel digunakan untuk menentukan orde MA, namun bentuk dan Box (1981) dalam Wei (2006) mengatasinya dengan memperkenalkan metode yang sesuai untuk meringkas penjelasan korelasi sampel, yaitu dengan menggunakan simbol (+), (-), dan (.) pada baris ke- i dan kolom ke- j dari matriks korelasi sampel. Simbol (+) menotasikan nilai $\hat{\rho}_{ij}(k)$ yang lebih besar 2 kali estimasi *standard error* dan menunjukkan adanya hubungan korelasi positif, (-) menotasikan nilai $\hat{\rho}_{ij}(k)$ yang kurang dari -2 kali estimasi *standard error* atau adanya hubungan korelasi negatif, sedangkan (.) menotasikan nilai $\hat{\rho}_{ij}(k)$ yang berada di antara ± 2 kali estimasi *standard error* yang artinya tidak terdapat hubungan korelasi.

Tabel 2.1 Contoh Nilai MCCF untuk Tiga Variabel *Time Series*

<i>Lag</i>	0			1			2		
Variabel	z_1	z_2	z_3	z_1	z_2	z_3	z_1	z_2	z_3
z_1	1,00	0,38	0,17	0,33	0,30	0,24	0,07	0,06	-0,07
z_2	0,38	1,00	0,27	0,18	0,24	0,17	0,12	-0,04	0,11
z_3	0,17	0,27	1,00	0,19	0,25	0,29	0,13	0,16	0,19

Hasil perhitungan nilai-nilai MCCF dari tiga variabel *time series* dengan masing-masing series terdiri dari 100 observasi ditunjukkan pada Tabel 2.1 nilai batas ± 2 kali estimasi *standard error* didapat dari perhitungan yang didefinisikan dalam bentuk:

$$\begin{aligned} \pm 2 \times \text{SE}(\rho_{ij}(1)) &= \pm 2 \times \sqrt{\frac{1}{100-1}} \\ &= \pm 0,2 \end{aligned} \quad (2.38)$$

Nilai-nilai MCCF pada Tabel 2.1 selanjutnya dinotasikan ke dalam bentuk simbol dengan batas $\pm 0,2$.

b. *Matrix Partial Cross Correlation Function (MPCCF)*

Fungsi autokorelasi parsial (PACF) digunakan untuk mengidentifikasi orde model AR dalam *time series* univariat. Tiao dan Box (1981) dalam Wei (2006) melakukan generalisasi konsep PACF ke dalam bentuk vektor *time series*, yang mendefinisikan matriks autoregresi parsial *lag s* sebagai koefisien matriks terakhir ketika data diterapkan ke dalam suatu proses vektor *autoregressive* orde s . dalam regresi linier multivariat dinotasikan sebagai $\Phi_{s,s}$,

$$\mathbf{Z}_{t+s} = \Phi_{s,1} \mathbf{Z}_{t+s+1} + \Phi_{s,2} \mathbf{Z}_{t+s+2} + \dots + \Phi_{s,s} \mathbf{Z}_t + \mathbf{e}_{s,t+s}. \quad (2.39)$$

Heysen dan Wei (1985a,b) dalam Wei (2006) memperluas definisi parsial autokorelasi univariat menjadi vektor *time series* dan memperoleh matriks korelasi antara \mathbf{Z}_t dan \mathbf{Z}_{t+s} setelah menghilangkan dependensi linier dari masing-masing $\mathbf{Z}_{t+1}, \mathbf{Z}_{t+2}, \dots, \mathbf{Z}_{t+s-1}$. Matriks korelasi yang didefinisikan sebagai korelasi antar vektor residual sebagai berikut:

$$\mathbf{u}_{s-1,t+s} = \mathbf{Z}_{t+s} - \alpha_{s-1,1} \mathbf{Z}_{t+s-1} - \dots - \alpha_{s-1,s-1} \mathbf{Z}_{t+1} \\ = \begin{cases} \mathbf{Z}_{t+s} - \sum_{k=1}^{s-1} \alpha_{s-1,k} \mathbf{Z}_{t+s-k}, & s \geq 2, \\ \mathbf{Z}_{t+1}, & s = 1, \end{cases} \quad (2.40)$$

dan

$$\mathbf{v}_{s-1,t} = \mathbf{Z}_t - \beta_{s-1,1} \mathbf{Z}_{t+1} - \dots - \beta_{s-1,s-1} \mathbf{Z}_{t+s-1} \\ = \begin{cases} \mathbf{Z}_t - \sum_{k=1}^{s-1} \beta_{s-1,k} \mathbf{Z}_{t+k}, & s \geq 2, \\ \mathbf{Z}_t, & s = 1. \end{cases} \quad (2.41)$$

Matriks koefisien regresi linier multivariat $\alpha_{s-1,k}$ dan $\beta_{s-1,k}$ diminimalisasi menjadi $E\left[|\mathbf{u}_{s-1,t+s}|^2\right]$ dan $E\left[|\mathbf{v}_{s-1,t}|^2\right]$. Minimum dari persamaan diatas untuk generalisasi multivariat didapat persamaan sebagai berikut:

$$\mathbf{A}(s) \boldsymbol{\alpha}'(s) = \mathbf{c}(s) \quad (2.42) \\ \mathbf{A}(s) \boldsymbol{\beta}'(s) = \mathbf{b}(s)$$

$$\begin{bmatrix} \Gamma(0) & \Gamma(1) & \cdots & \Gamma'(s-2) \\ \Gamma(1) & \Gamma(0) & \cdots & \Gamma'(s-3) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \Gamma(s-2) & \Gamma(s-3) & \cdots & \Gamma(0) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{a}'_{s-1,1} \\ \mathbf{a}'_{s-1,2} \\ \vdots \\ \mathbf{a}'_{s-1,s-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \Gamma(1) \\ \Gamma(2) \\ \vdots \\ \Gamma(s-1) \end{bmatrix} \quad (2.43)$$

untuk $s \geq 2$, didapatkan nilai $\mathbf{A}(s)$, $\mathbf{b}(s)$, dan $\mathbf{c}(s)$ adalah sebagai berikut:

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

$$\boldsymbol{\alpha}(s) = \begin{bmatrix} \mathbf{a}'_{s-1,1} \\ \mathbf{a}'_{s-1,2} \\ \vdots \\ \mathbf{a}'_{s-1,s-1} \end{bmatrix}, \quad \boldsymbol{\beta}'(s) = \begin{bmatrix} \beta'_{s-1,s-1} \\ \beta'_{s-1,s-2} \\ \vdots \\ \beta'_{s-1,1} \end{bmatrix},$$

sehingga $\text{var}(\mathbf{u}_{s-1,t+s})$ dapat ditulis sebagai $\mathbf{V}_u(s)$, $\text{var}(\mathbf{v}_{s-1,t})$ adalah $\mathbf{V}_v(s)$ dan $\text{cov}(\mathbf{v}_{s-1,t}, \mathbf{u}_{s-1,t+s})$ sebagai $\mathbf{V}_{vu}(s)$. Kemudian Heyse dan Wei (1985a, 1985b) dalam Wei (2006) mendapatkan Persamaan (2.44) untuk matriks autokorelasi lag parsial pada lag s sebagai berikut:

$$\mathbf{P}(s) = [\mathbf{D}_v(s)]^{-1} \mathbf{V}_{vu}(s) [\mathbf{D}_u(s)]^{-1} \quad (2.44)$$

dengan $\mathbf{D}_v(s)$ adalah matriks diagonal dimana elemen ke- i merupakan akar dari elemen diagonal ke- i dari $\mathbf{V}_v(s)$ dan $\mathbf{D}_u(s)$ didefinisikan sama untuk $\mathbf{V}_u(s)$. Tiao dan Box (1981) dalam Wei (2006) menotasikan elemen matriks $\hat{\mathbf{p}}_{ij}(s)$ dengan simbol (+), (−) dan (.). Simbol (+) untuk nilai $\hat{\mathbf{p}}_{ij}(s)$ lebih besar dari $\frac{2}{\sqrt{n}}$, simbol (−) untuk nilai $\hat{\mathbf{p}}_{ij}(s)$ lebih besar dari $-\frac{2}{\sqrt{n}}$, dan simbol (.) untuk nilai $\hat{\mathbf{p}}_{ij}(s)$ di antara $-\frac{2}{\sqrt{n}}$ dan $\frac{2}{\sqrt{n}}$. Berikut ini disajikan contoh nilai-nilai hasil perhitungan MPCCF dalam Tabel 2.2.

Tabel 2. 2 Contoh Nilai MPCCF untuk Tiga Variabel *Time Series*

<i>Lag</i>	1			2			3		
Variabel	z_1	z_2	z_3	z_1	z_2	z_3	z_1	z_2	z_3
z_1	0,28	0,11	0,09	0,17	0,03	-0,11	-0,01	0,05	0,10
z_2	0,02	0,07	0,21	-0,05	0,04	-0,12	-0,06	0,04	0,11
z_3	0,25	0,09	0,22	-0,11	0,01	-0,16	-0,02	0,01	0,12

2.3.2 Model *Generalized Space Time Autoregressive (GSTAR)*

Model *Generalized Space Time Autoregressive (GSTAR)* merupakan salah satu model yang banyak digunakan untuk memodelkan dan meramalkan data *spatio-temporal* (Wutsqa & Suhartono, 2010). Perbedaan mendasar antara model STAR dan GSTAR terletak pada asumsi parameter. Model STAR mengasumsikan parameter waktu adalah sama untuk setiap lokasi, sehingga model STAR hanya dapat digunakan pada lokasi yang homogen. Model GSTAR mengasumsikan parameter waktu yang berbeda untuk setiap lokasi, sehingga model GSTAR digunakan pada lokasi penelitian yang bersifat heterogen.

Jika diberikan $\{\mathbf{Z}(t) : t = 0, \pm 1, \pm 2, \dots, T\}$ adalah data *spatio-temporal* (Borovkova, Lopuhaa, & Nurani, 2002) pada N lokasi, model GSTAR dengan order *autoregressive* p dan orde spasial $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_p$, dapat dinotasikan sebagai GSTAR $(p; \lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_p)$ dan didefinisikan sebagai berikut:

$$\mathbf{Z}(t) = \sum_{k=1}^p \left(\mathbf{\Phi}_{k0} + \sum_{l=1}^{\lambda_k} \mathbf{\Phi}_{kl} \mathbf{W}^{(l)} \right) \mathbf{Z}(t-k) + \mathbf{e}(t) \quad (2.45)$$

dengan $\mathbf{\Phi}_{k0} = \text{diag}(\phi_{k0}^1, \dots, \phi_{k0}^N)$, $\mathbf{\Phi}_{kl} = \text{diag}(\phi_{kl}^1, \dots, \phi_{kl}^N)$, $\mathbf{e}(t)$ adalah vektor *noise* berukuran $(N \times 1)$ yang independen, identik, berdistribusi normal multivariat dengan *mean* nol dan matriks varians-kovarians $\sigma^2 \mathbf{I}_N$, dan nilai pembobot yang dipilih memenuhi syarat $w_{ii}^{(l)} = 0$ dan $\sum_{j \neq i} w_{ij}^{(l)} = 1$. sehingga, jika

diketahui model GSTAR dengan orde waktu dan orde spasial satu pada tiga lokasi, Model GSTAR dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\mathbf{Z}(t) = \Phi_{10}\mathbf{Z}(t-1) + \Phi_{11}\mathbf{W}^{(1)}\mathbf{Z}(t-1) + \mathbf{e}(t) \quad (2.46)$$

sedangkan, dalam bentuk matriks dapat ditulis sebagai berikut:

$$\begin{pmatrix} Z_1(t) \\ Z_2(t) \\ Z_3(t) \end{pmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_{10} & 0 & 0 \\ 0 & \phi_{20} & 0 \\ 0 & 0 & \phi_{30} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{11} & 0 & 0 \\ 0 & \phi_{21} & 0 \\ 0 & 0 & \phi_{31} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} 0 & w_{12} & w_{13} \\ w_{21} & 0 & w_{23} \\ w_{31} & w_{32} & 0 \end{pmatrix} \begin{bmatrix} Z_1(t-1) \\ Z_2(t-1) \\ Z_3(t-1) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_1(t) \\ e_2(t) \\ e_3(t) \end{bmatrix}.$$

Dalam mengidentifikasi orde model GSTAR, orde waktu (*autoregressive*) dapat ditentukan menggunakan nilai *Akaike's Information Criterion* atau AIC (Box, Jenkins, & Reinsel, 1994; Wei, 2006) yang dituliskan sebagai berikut:

$$\text{AIC}(p) = \ln(|\mathbf{S}_p|) + \frac{2pm^2}{n}, \quad (2.47)$$

dengan n menunjukkan jumlah pengamatan, m merupakan jumlah variabel, dan p merupakan orde *autoregressive*. Sedangkan orde spasial yang digunakan pada umumnya adalah orde satu karena orde yang lebih tinggi akan sulit diinterpretasikan (Hapsari, 2017).

a. Penentuan Bobot Lokasi pada Model GSTAR

Bobot lokasi pada model GSTAR dapat ditentukan dengan beberapa metode, yaitu bobot seragam (*uniform*), bobot biner (*binary*), *invers* jarak, bobot pada semi-variogram atau *covariogram* dari variabel di antara lokasi, dan bobot normalisasi korelasi silang (Suhartono & Subanar, 2006). Pembobotan yang dapat digunakan pada tiga lokasi adalah bobot seragam, biner, dan *invers* jarak.

i. Bobot Seragam (*Uniform*)

Bobot lokasi seragam mengasumsikan bahwa lokasi-lokasi yang digunakan dalam model bersifat homogen atau mempunyai jarak yang sama antar lokasi. Penentuan bobot dalam bobot seragam dalam persamaan berikut:

$$w_{ij} = \frac{1}{s_i}, \quad (2.48)$$

dengan n_i adalah jumlah lokasi yang berdekatan dengan lokasi i . sehingga bobot seragam untuk tiga lokasi diidentifikasi dalam persamaan berikut:

$$w = \begin{bmatrix} 0 & 1/2 & 1/2 \\ 1/2 & 0 & 1/2 \\ 1/2 & 1/2 & 0 \end{bmatrix}. \quad (2.49)$$

ii. Bobot Biner

Metode dengan pembobot biner hanya bergantung pada keadaan yang terbatas. Pembobotan dengan metode biner memiliki pembobot dengan $w_{ij} = 0$ atau 1. Ilustrasi matriks pembobotnya adalah sebagai berikut:

$$w_{ij} = \begin{bmatrix} 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ 1 & 0 & 0 \end{bmatrix}. \quad (2.50)$$

iii. Invers Jarak

Pembobotan lokasi dengan *invers* jarak dilakukan berdasarkan jarak antar lokasi yang sebenarnya. Dalam metode ini, bobot didapatkan dari perhitungan *invers* jarak yang kemudian dinormalisasi. Jika diberikan matriks jarak $D = [d_{ij}]$, dimana d_{ij} adalah jarak antar lokasi ke- i dan lokasi ke- j . Maka, bobot dapat dihitung dengan menstandarkan matriks D dalam bentuk w yang dinyatakan dalam persamaan berikut:

$$w_{ij} = \frac{1}{d_{ij} \sum_{j=1}^s \frac{1}{d_{ij}}}, \quad j \neq i. \quad (2.51)$$

dimana jumlah bobot untuk setiap lokasi adalah 1, $\sum_{j=1}^N w_{ij} = 1$ dan

$\sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N w_{ij} = N$. Diagonal matriks bobot *invers* jarak bernilai 0

karena suatu lokasi dianggap tidak berjarak dengan dirinya sendiri.

b. Estimasi Parameter Model GSTAR

Metode OLS merupakan metode estimasi dengan meminimumkan jumlah kuadrat simpangannya (Borovkova, Lopuhaa, & Rucjana, 2008). Informasi adanya residual yang berkorelasi antar persamaan menyebabkan penggunaan metode OLS tidak tepat. Sehingga diperlukan perbaikan penduga parameter model dengan menggunakan *Generalized Least Square* (GLS). GLS adalah penduga parameter regresi yang memperhatikan adanya korelasi dari residual antar persamaan, dengan nilai residual diperoleh dari penaksiran OLS.

i. Estimasi *Ordinary Least Square* (OLS)

Jika diketahui parameter regresi waktu Φ_{10} dan spasial Φ_{11} seperti pada persamaan (2.52), dengan $\mathbf{W}^{(1)}$ menyatakan bobot lokasi, maka model GSTAR (1_1) dapat dinyatakan dalam matriks sebagai berikut,

$$\mathbf{Z}(t) = \mathbf{A}\mathbf{Z}(t-1) + \mathbf{e}(t), \quad (2.52)$$

dengan $\mathbf{A} = \Phi_0 + \Phi_1\mathbf{W}$, Φ_0 dan Φ_1 merupakan matriks diagonal parameter autoregresi untuk waktu dan lokasi, dan \mathbf{W} merupakan matriks pembobot. Metode OLS sering digunakan dalam melakukan penaksiran parameter terhadap suatu model linier. Metode ini juga diterapkan pada model GSTAR(1₁) yang dapat ditulis dalam bentuk linier sebagai berikut:

$$\begin{pmatrix} Z_1(1) \\ Z_1(2) \\ \vdots \\ Z_1(T) \\ \vdots \\ Z_N(1) \\ Z_N(2) \\ \vdots \\ Z_N(T) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} Z_1(0) & V_1(0) & \cdots & 0 & 0 \\ Z_1(1) & V_1(1) & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ Z_1(T-1) & V_1(T-1) & \cdots & 0 & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & Z_N(0) & V_N(0) \\ 0 & 0 & \cdots & Z_N(1) & V_N(1) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & Z_N(T-1) & V_N(T-1) \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \phi_{01} \\ \phi_{11} \\ \vdots \\ \phi_{0N} \\ \phi_{1N} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} e_1(1) \\ e_1(2) \\ \vdots \\ e_1(T) \\ \vdots \\ e_N(1) \\ e_N(2) \\ \vdots \\ e_N(T) \end{pmatrix} \quad (2.53)$$

dengan $V_i(t) = \sum_{j \neq i} w_{ij} Z_j(t)$. Secara umum dapat ditulis sebagai

$\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{e}$, dengan,

$$\mathbf{Y} = \begin{pmatrix} \mathbf{Y}_1 \\ \mathbf{Y}_2 \\ \vdots \\ \mathbf{Y}_N \end{pmatrix}, \quad \mathbf{X} = \begin{pmatrix} \mathbf{X}_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \mathbf{X}_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \mathbf{X}_N \end{pmatrix}, \quad \boldsymbol{\beta} = \begin{pmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_N \end{pmatrix}, \quad \mathbf{e} = \begin{pmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \vdots \\ e_N \end{pmatrix},$$

dengan $i = 1, 2, \dots, N$, sehingga struktur model linier dari GSTAR (p_1) adalah:

$$\mathbf{Y}_i = \begin{pmatrix} Z_i(p) \\ Z_i(p+1) \\ \vdots \\ Z_i(T) \end{pmatrix}, \quad \mathbf{X}_i = \begin{pmatrix} Z_i(p) & \cdots & Z_i(1) & V_i(p) & \cdots & V_i(1) \\ Z_i(p+1) & \cdots & Z_i(2) & V_i(p+1) & \cdots & V_i(2) \\ \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ Z_i(T-1) & \cdots & Z_i(T-p) & V_i(T-1) & \cdots & V_i(T-p) \end{pmatrix}, \quad \boldsymbol{\beta}_i = \begin{pmatrix} \phi_{10}^{(i)} \\ \vdots \\ \phi_{p0}^{(i)} \\ \phi_{11}^{(i)} \\ \vdots \\ \phi_{p1}^{(i)} \end{pmatrix}.$$

hal ini berarti estimator *least square* untuk $\boldsymbol{\beta}_i$ dapat dihitung secara terpisah pada masing-masing lokasi namun tetap bergantung pada nilai $\mathbf{Z}(t)$ di lokasi yang lain dan untuk struktur model linier dari GSTAR (1) menjadi $\mathbf{Y}_i = \mathbf{X}_i \boldsymbol{\beta}_i + \mathbf{e}_i$,

$$\mathbf{Y}_i = \begin{pmatrix} Z_i(1) \\ Z_i(2) \\ \vdots \\ Z_i(T) \end{pmatrix}, \quad \mathbf{X}_i = \begin{pmatrix} Z_i(0) & V_i(0) \\ Z_i(1) & V_i(1) \\ \vdots & \vdots \\ Z_i(T-1) & V_i(T-1) \end{pmatrix}, \quad \boldsymbol{\beta}_i = \begin{pmatrix} \phi_{10} \\ \phi_{11} \end{pmatrix}, \quad \text{dan} \quad \mathbf{e}_i = \begin{pmatrix} e_i(1) \\ e_i(2) \\ \vdots \\ e_i(T) \end{pmatrix},$$

dengan $\mathbf{v}_i(t) = \sum_{j \neq i} w_{ij} Z_j(t)$.

Berdasarkan persamaan matriks di atas, diketahui nilai taksiran untuk $\boldsymbol{\beta} = (\phi_{10}, \phi_{11}, \phi_{20}, \phi_{21}, \dots, \phi_{N0}, \phi_{N1})'$ dengan $T \rightarrow \infty$, dapat dihitung dengan menggunakan estimator *least square* menjadi $\hat{\boldsymbol{\beta}}_T = (\hat{\phi}_{10}, \hat{\phi}_{11}, \hat{\phi}_{20}, \hat{\phi}_{21}, \dots, \hat{\phi}_{N0}, \hat{\phi}_{N1})'$ sehingga,

$$\mathbf{X}'\mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}}_T = \mathbf{X}'\mathbf{Y} = \mathbf{X}'(\mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{e}) = \mathbf{X}'\mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{X}'\mathbf{e} \quad (2.54)$$

secara tidak langsung menyatakan $\mathbf{X}'\mathbf{X}(\hat{\boldsymbol{\beta}}_T - \boldsymbol{\beta}) = \mathbf{X}'\mathbf{e}$. Elemen-elemen dari matriks $\mathbf{X}'\mathbf{X}$ adalah:

$$\mathbf{X}'\mathbf{X} = \begin{pmatrix} \mathbf{X}'_1\mathbf{X}_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \mathbf{X}'_2\mathbf{X}_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \mathbf{X}'_N\mathbf{X}_N \end{pmatrix} \text{ dengan,}$$

$$\mathbf{X}'_i\mathbf{X}_i = \begin{pmatrix} \sum_{t=0}^{T-1} Z_i(t)^2 & \sum_{t=0}^{T-1} Z_i(t)V_i(t) \\ \sum_{t=0}^{T-1} Z_i(t)V_i(t) & \sum_{t=0}^{T-1} V_i(t)^2 \end{pmatrix} \text{ dan } \mathbf{v}_i(t) = \sum_{j \neq i} w_{ij}Z_j(t).$$

Metode *least square* pada estimasi parameter model dapat dilakukan dengan meminimumkan fungsi sebagai berikut:

$$\mathbf{e} = (\mathbf{Y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})'(\mathbf{Y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}), \quad (2.55)$$

dengan demikian hasil estimator $\boldsymbol{\beta}$ didapat sebagai berikut:

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{Y}, \quad (2.56)$$

untuk vektor parameter ϕ_{i0} dan ϕ_{i1} , $i = 1, 2, \dots, N$ adalah sebagai berikut:

$$\hat{\phi}_i = (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{Y}_i. \quad (2.57)$$

ii. Estimasi *Generalized Least Square* (GLS)

Generalized Least Square (GLS) sering digunakan di dalam model *Seemingly Unrelated Regression* (SUR). Model SUR merupakan sistem persamaan regresi linear yang dapat mengatasi masalah korelasi residual antar persamaan untuk menghasilkan estimator model regresi. Model SUR merupakan suatu metode estimasi model yang terdiri dari beberapa persamaan dan variabel-variabelnya tidak bersifat dua arah, akan tetapi antara persamaan-persamaan tersebut terjadi kaitan satu sama lainnya sehingga terjadi korelasi antara kesalahan-kesalahan persamaan tersebut (Zellner, 1962). Wahyuningrum (2014) yang membandingkan metode estimasi menggunakan SUR dan OLS dari data simulasi antar lokasi saling berkorelasi atau tidak semua saling berkorelasi,

menyimpulkan bahwa nilai *standard error* untuk model GSTAR-SUR dan GSTARX-SUR, lebih kecil dibandingkan model GSTAR-OLS dan GSTARX-OLS. Hal ini berarti estimasi parameter dengan model GSTARX-SUR lebih efisien dibandingkan dengan model GSTARX-OLS. Secara umum model SUR ditulis sebagai berikut:

$$\begin{aligned} Z_{1t} &= \beta_{10} + \beta_{11}X_{1t,1} + \beta_{12}X_{1t,2} + \cdots + \beta_{1K_1}X_{1t,K_1} + e_{1t} \\ Z_{2t} &= \beta_{20} + \beta_{21}X_{2t,1} + \beta_{22}X_{2t,2} + \cdots + \beta_{2K_2}X_{2t,K_2} + e_{2t} \\ &\vdots \\ Z_{Nt} &= \beta_{N0} + \beta_{N1}X_{Nt,1} + \beta_{N2}X_{Nt,2} + \cdots + \beta_{NK_N}X_{Nt,K_N} + e_{Nt} \end{aligned} \quad (2.58)$$

dengan $t = 1, 2, \dots, T$, dimana T merupakan banyak pengamatan, K banyak variabel bebas, N menyatakan banyak persamaan dalam sistem, dan $e_{1t}, e_{2t}, \dots, e_{Nt}$ berkorelasi. Model SUR dengan N variabel dependen dinyatakan dengan persamaan sebagai berikut:

$$\mathbf{Z}_i = \mathbf{X}_i\boldsymbol{\beta}_i + \mathbf{e}_i \quad (2.59)$$

dengan $i = 1, 2, \dots, N$. \mathbf{Z}_i merupakan vektor pengamatan terurut berukuran $T \times 1$ pada variabel dependen, \mathbf{X}_i merupakan matriks pengamatan berukuran $T \times k$ pada variabel independen, $\boldsymbol{\beta}_i$ adalah vektor parameter berukuran $k \times 1$, dan \mathbf{e}_i merupakan vektor residual berukuran $T \times 1$. Persamaan (2.59) dapat ditulis dalam bentuk matriks sebagai berikut:

$$\begin{pmatrix} \mathbf{Z}_1 \\ \mathbf{Z}_2 \\ \vdots \\ \mathbf{Z}_N \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mathbf{X}_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \mathbf{X}_2 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \mathbf{X}_N \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \boldsymbol{\beta}_1 \\ \boldsymbol{\beta}_2 \\ \vdots \\ \boldsymbol{\beta}_N \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \mathbf{e}_1 \\ \mathbf{e}_2 \\ \vdots \\ \mathbf{e}_N \end{pmatrix} \quad (2.60)$$

atau $\mathbf{Z} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \mathbf{e}$. Asumsi yang harus dipenuhi dalam persamaan model SUR adalah $E(\mathbf{e})=0$ dan $E(\mathbf{e}_i\mathbf{e}_j') = \boldsymbol{\sigma}_{ij}\mathbf{I}$. Zellner (1962) mengasumsikan bahwa struktur matriks varians-kovarians pada sistem persamaan model SUR diberikan dengan,

$$E[\mathbf{e}_i\mathbf{e}_j'] = \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \vdots \\ e_N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_1 & e_2 & \cdots & e_N \end{bmatrix}, \quad (2.61)$$

persamaan (2.55) apabila diuraikan menjadi:

$$E[\mathbf{e}_i\mathbf{e}_j'] = \begin{bmatrix} E(e_1e_1) & E(e_1e_2) & \cdots & E(e_1e_N) \\ E(e_2e_1) & E(e_2e_2) & \cdots & E(e_2e_N) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ E(e_Ne_1) & E(e_Ne_2) & \cdots & E(e_Ne_N) \end{bmatrix}. \quad (2.62)$$

Karena $E(\mathbf{e}_i\mathbf{e}_j') = \boldsymbol{\sigma}_{ij}\mathbf{I}$ sehingga dapat dituliskan:

$$E[\mathbf{e}_i\mathbf{e}_j'] = \begin{pmatrix} \sigma_{11}\mathbf{I} & \sigma_{12}\mathbf{I} & \cdots & \sigma_{1N}\mathbf{I} \\ \sigma_{21}\mathbf{I} & \sigma_{22}\mathbf{I} & \cdots & \sigma_{2N}\mathbf{I} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{N1}\mathbf{I} & \sigma_{N1}\mathbf{I} & \cdots & \sigma_{NN}\mathbf{I} \end{pmatrix}. \quad (2.63)$$

Persamaan (2.63) apabila diuraikan dengan perkalian Kronecker (\otimes) menjadi:

$$\begin{aligned} E[\mathbf{e}_i\mathbf{e}_j'] &= \begin{pmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \cdots & \sigma_{1N} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \cdots & \sigma_{2N} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{N1} & \sigma_{N1} & \cdots & \sigma_{NN} \end{pmatrix} \otimes \mathbf{I} \\ &= \boldsymbol{\Sigma} \otimes \mathbf{I} \\ &= \boldsymbol{\Omega}, \end{aligned} \quad (2.64)$$

dengan $\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \cdots & \sigma_{1N} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \cdots & \sigma_{2N} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{N1} & \sigma_{N1} & \cdots & \sigma_{NN} \end{bmatrix}$ dan $\mathbf{I} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & 1 \end{bmatrix}$.

Σ merupakan matriks varians-kovarians *error* berukuran $(N \times N)$ dan \mathbf{I} merupakan matriks identitas berukuran $(T \times T)$.

Salah satu pendekatan yang dapat digunakan dalam mengestimasi parameter model SUR adalah metode GLS (Baltagi, 1980) yang merupakan pengembangan dari OLS. Sehingga, dari persamaan $\mathbf{Z} = \mathbf{X}\beta + \mathbf{e}$ dapat dibentuk:

$$\begin{aligned} \mathbf{e}'\mathbf{e} &= \mathbf{e}'\Omega^{-1}\mathbf{e} \\ &= (\mathbf{Z} - \mathbf{X}\beta)' \Omega^{-1} (\mathbf{Z} - \mathbf{X}\beta) \\ &= \mathbf{Z}'\Omega^{-1}\mathbf{Z} - \beta\mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{Z} - \mathbf{Z}'\Omega^{-1}\mathbf{X}\beta + \beta'\mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{X}\beta \\ &= \mathbf{Z}'\Omega^{-1}\mathbf{Z} - 2\beta'\mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{Z} + \beta'\mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{X}\beta \end{aligned} \quad (2.65)$$

Kemudian, persamaan (2.65) diturunkan terhadap β menjadi:

$$\frac{\mathbf{d}(\mathbf{e}'\mathbf{e})}{\mathbf{d}(\beta)} = 2\mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{X}\beta - 2\mathbf{Z}'\Omega^{-1}\mathbf{X}'. \quad (2.66)$$

Persamaan (2.66) akan bernilai minimum jika disamakan dengan nol,

$$2\mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{X}\beta - 2\mathbf{Z}'\Omega^{-1}\mathbf{X}' = \mathbf{0}. \quad (2.67)$$

Sehingga diperoleh:

$$\hat{\beta} = (\mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\Omega^{-1}\mathbf{Z}. \quad (2.68)$$

Karena $\Omega = \Sigma \otimes \mathbf{I}$, maka estimator untuk $\hat{\beta}$ adalah sebagai berikut:

$$\begin{aligned} \hat{\beta} &= (\mathbf{X}'\Sigma^{-1} \otimes \mathbf{I})^{-1} (\Sigma \otimes \mathbf{I})^{-1} \mathbf{Z} \\ &= (\mathbf{X}'\Sigma^{-1} \otimes \mathbf{I}\mathbf{X})^{-1} \mathbf{X}'\Sigma^{-1} \otimes \mathbf{I}\mathbf{Z} \end{aligned} \quad (2.69)$$

Sifat-sifat dari estimator GLS menurut Greene (2002) adalah sebagai berikut:

Jika $E(\mathbf{Z}) = \mathbf{X}\beta$, maka $\hat{\beta}$ merupakan estimator tak bias untuk β , maka:

$$\begin{aligned}
E(\hat{\boldsymbol{\beta}}) &= E((\mathbf{X}'\boldsymbol{\Omega}^{-1}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\boldsymbol{\Omega}^{-1}\mathbf{Z}) \\
&= (\mathbf{X}'\boldsymbol{\Omega}^{-1}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\boldsymbol{\Omega}^{-1}E(\mathbf{Z}) \\
&= (\mathbf{X}'\boldsymbol{\Omega}^{-1}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\boldsymbol{\Omega}^{-1}\mathbf{X}\boldsymbol{\beta} \\
&= \boldsymbol{\beta}
\end{aligned} \tag{2.70}$$

Jika $\text{cov}(\mathbf{Z})=\boldsymbol{\Omega}$, maka matriks varians-kovarians dari $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ adalah seperti pada persamaan (2.71).

$$\begin{aligned}
\text{cov}(\hat{\boldsymbol{\beta}}) &= \text{cov}(\mathbf{X}'\boldsymbol{\Omega}^{-1}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\boldsymbol{\Omega}^{-1}\mathbf{Z}) \\
&= (\mathbf{X}'\boldsymbol{\Omega}^{-1}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\boldsymbol{\Omega}^{-1}\text{cov}(\mathbf{Z})(\mathbf{X}'\boldsymbol{\Omega}^{-1}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\boldsymbol{\Omega}^{-1})' \\
&= (\mathbf{X}'\boldsymbol{\Omega}^{-1}\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\boldsymbol{\Omega}^{-1}\boldsymbol{\Omega}\boldsymbol{\Omega}^{-1}\mathbf{X}(\mathbf{X}'\boldsymbol{\Omega}^{-1}\mathbf{X})^{-1} \\
&= (\mathbf{X}'\boldsymbol{\Omega}^{-1}\mathbf{X})^{-1}
\end{aligned} \tag{2.71}$$

Jika ε mengikuti distribusi normal dengan *mean* nol dan varrian $\sigma_{ij}\mathbf{I}$ dalam notasi matriks adalah:

$$\varepsilon \sim N(0, \sigma_{ij}\mathbf{I}) \tag{2.72}$$

Maka estimator $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ adalah *asymptotic* berdistribusi normal dengan *mean* $\boldsymbol{\beta}$ dan matriks varians-kovarians adalah $\text{cov}(\hat{\boldsymbol{\beta}})$, sehingga (Greene, 2002):

$$\hat{\boldsymbol{\beta}} \sim N(\boldsymbol{\beta}, \text{cov}(\hat{\boldsymbol{\beta}})), \tag{2.73}$$

dengan,

$$\boldsymbol{\beta} = \begin{bmatrix} \phi_{10} \\ \phi_{11} \\ \vdots \\ \phi_{N0} \\ \phi_{N1} \\ \vdots \\ \beta_{11} \\ \vdots \\ \beta_{N1} \end{bmatrix} \tag{2.74}$$

$$\text{cov}(\hat{\boldsymbol{\beta}}) = \begin{bmatrix} \text{var}(\hat{\phi}_{i_0}) & \text{cov}(\hat{\phi}_{i_0}, \hat{\phi}_{i_1}) & \cdots & \text{cov}(\hat{\phi}_{i_0}, \hat{\phi}_{i_N}) & \text{cov}(\hat{\phi}_{i_0}, \hat{\phi}_{N_0}) & \text{cov}(\hat{\phi}_{i_0}, \hat{\phi}_{N_1}) & \cdots & \text{cov}(\hat{\phi}_{i_0}, \hat{\beta}_{i_1}) & \cdots & \text{cov}(\hat{\phi}_{i_0}, \hat{\beta}_{N_1}) \\ \text{cov}(\hat{\phi}_{i_1}, \hat{\phi}_{i_0}) & \text{var}(\hat{\phi}_{i_1}) & \cdots & \text{cov}(\hat{\phi}_{i_1}, \hat{\phi}_{i_N}) & \text{cov}(\hat{\phi}_{i_1}, \hat{\phi}_{N_0}) & \text{cov}(\hat{\phi}_{i_1}, \hat{\phi}_{N_1}) & \cdots & \text{cov}(\hat{\phi}_{i_1}, \hat{\beta}_{i_1}) & \cdots & \text{cov}(\hat{\phi}_{i_1}, \hat{\beta}_{N_1}) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \text{cov}(\hat{\phi}_{N_0}, \hat{\phi}_{i_0}) & \text{cov}(\hat{\phi}_{N_0}, \hat{\phi}_{i_1}) & \cdots & \text{var}(\hat{\phi}_{N_0}) & \text{cov}(\hat{\phi}_{N_0}, \hat{\phi}_{N_1}) & \text{cov}(\hat{\phi}_{N_0}, \hat{\beta}_{i_1}) & \cdots & \text{cov}(\hat{\phi}_{N_0}, \hat{\beta}_{N_1}) \\ \text{cov}(\hat{\phi}_{N_1}, \hat{\phi}_{i_0}) & \text{cov}(\hat{\phi}_{N_1}, \hat{\phi}_{i_1}) & \cdots & \text{cov}(\hat{\phi}_{N_1}, \hat{\phi}_{N_0}) & \text{var}(\hat{\phi}_{N_1}) & \text{cov}(\hat{\phi}_{N_1}, \hat{\beta}_{i_1}) & \cdots & \text{cov}(\hat{\phi}_{N_1}, \hat{\beta}_{N_1}) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \text{cov}(\hat{\beta}_{i_1}, \hat{\phi}_{i_0}) & \text{cov}(\hat{\beta}_{i_1}, \hat{\phi}_{i_1}) & \cdots & \text{cov}(\hat{\beta}_{i_1}, \hat{\phi}_{N_0}) & \text{cov}(\hat{\beta}_{i_1}, \hat{\phi}_{N_1}) & \text{var}(\hat{\beta}_{i_1}) & \cdots & \text{cov}(\hat{\beta}_{i_1}, \hat{\beta}_{N_1}) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \text{cov}(\hat{\beta}_{N_1}, \hat{\phi}_{i_0}) & \text{cov}(\hat{\beta}_{N_1}, \hat{\phi}_{i_1}) & \cdots & \text{cov}(\hat{\beta}_{N_1}, \hat{\phi}_{N_0}) & \text{cov}(\hat{\beta}_{N_1}, \hat{\phi}_{N_1}) & \text{cov}(\hat{\beta}_{N_1}, \hat{\beta}_{i_1}) & \cdots & \text{var}(\hat{\beta}_{N_1}) \end{bmatrix}$$

Dikarenakan $\boldsymbol{\Omega}$ adalah tidak diketahui, maka statistik uji untuk mengevaluasi $\hat{\phi}_{i_0}$ dan $\hat{\phi}_{i_1}$ mengikuti distribusi t . Oleh karena itu, setiap elemen dari $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ mengikuti distribusi t dengan derajat bebas $n - k$. Hipotesis yang digunakan untuk setiap parameter adalah sebagai berikut:

$$H_0 : \phi_{i_0} = 0$$

$$H_1 : \phi_{i_0} \neq 0 \text{ dengan } i = 1, 2, \dots, N$$

$$\text{Statistik uji: } t = \frac{\hat{\phi}_{i_0}}{\sqrt{\text{var}(\hat{\phi}_{i_0})}}$$

$$H_0 : \phi_{i_1} = 0$$

$$H_1 : \phi_{i_1} \neq 0 \text{ dengan } i = 1, 2, \dots, N$$

$$\text{Statistik uji: } t = \frac{\hat{\phi}_{i_1}}{\sqrt{\text{var}(\hat{\phi}_{i_1})}}$$

$$H_0 : \beta_{i_1} = 0$$

$$H_1 : \beta_{i_1} \neq 0 \text{ dengan } i = 1, 2, \dots, N$$

$$\text{Statistik uji: } t = \frac{\hat{\beta}_{i_1}}{\sqrt{\text{var}(\hat{\beta}_{i_1})}}$$

Jika nilai statistik uji $|t| > t_{\frac{\alpha}{2}, n-k}$ maka keputusannya adalah tolak

H_0 . Artinya parameter $\hat{\phi}_{i_0}$ dan $\hat{\phi}_{i_1}$ adalah signifikan berpengaruh terhadap model serta berlaku sebaliknya.

a. Kondisi Stasioner Parameter Model GSTAR

Ruchjana (2002) menyatakan bahwa model GSTAR khususnya GSTAR (1₁) merupakan versi yang terbatas dari model VAR. Oleh karena itu, kondisi stasioner model GSTAR dapat diperoleh dari kondisi stasioner model VAR. Model GSTAR(1₁), $Z(t) = [\Phi_{10} + \Phi_{11}W^{(1)}]Z(t-1) + e(t)$ dapat diwakili dengan model VAR(1), $Z(t) = \Phi_1 Z(t-1) + e(t)$, dengan:

$$\Phi_1 = [\Phi_{10} + \Phi_{11}W^{(1)}] \quad (2.75)$$

secara umum model GSTAR yang merupakan proses stasioner adalah jika semua *eigenvalue* dari matriks $[\Phi_{10} + \Phi_{11}W^{(1)}]$ memenuhi syarat $|\lambda| < 1$.

Suhartono dan Subanar (2007) menyatakan bahwa kondisi stasioner pada model GSTAR, khususnya untuk parameter pada model GSTAR (1₁) dapat menggunakan syarat $|\lambda| < 1$ yang disajikan dalam model VAR (1). Oleh karena itu, untuk mengecek kondisi stasioner parameter model GSTAR (1₁) harus disajikan dalam bentuk VAR (1) terlebih dahulu.

b. Peramalan Metode GSTAR

Bentuk umum peramalan model GSTAR dapat ditulis seperti persamaan berikut:

$$\hat{Z}(t) = \sum_{k=1}^p \left[\hat{\Phi}_{k0} Z(t-s) + \sum_{l=1}^{\hat{\lambda}_k} \hat{\Phi}_{kl} W^{(l)} Z(t-s) \right]. \quad (2.76)$$

2.4 Pemilihan Model Terbaik

Pemilihan model terbaik dapat dilakukan berdasarkan kriteria kesalahan peramalan data. Nilai *error* yang paling kecil atau minimum mengindikasikan tingkat akurasi yang lebih tinggi. Kriteria kesalahan peramalan data *out sample* yaitu *Symmetric Mean Absolute Percentage Error Prediction* (sMAPEP) dan *Root Mean Square Error Prediction* (RMSEP) (Hyndman & Koehler, 2006). Nilai sMAPEP dapat dihitung sebagai berikut:

$$sMAPEP = \frac{1}{L} \sum_{l=1}^L \frac{|Z_{n+l} - \hat{Z}_n(l)|}{(|Z_{n+l}| + |\hat{Z}_n(l)|) / 2} \times 100\% . \quad (2.77)$$

Sedangkan, nilai RMSEP dihitung sebagai berikut:

$$RMSEP = \sqrt{\frac{1}{L} \sum_{l=1}^L [Z_{n+l} - \hat{Z}_n(l)]^2} \quad (2.78)$$

dengan,

Z_{n+l} : data *out of sample*

$\hat{Z}_n(l)$: nilai ramalan

L : jumlah data *out of sample*.

Penggunaan *Symmetric* sebagai ukuran bertujuan untuk merespon terhadap pengamatan yang menunjukkan bahwa MAPE (*Mean Absolute Percentage Error*) dan MdAPE (*Median Absolute Percentage Error*) yang digunakan dalam kriteria kesalahan memiliki kelemahan dimana kriteria tersebut memberikan penalti yang lebih berat pada *error* yang bernilai positif dibandingkan dengan *error* yang bernilai negatif (Hyndman & Koehler, 2006). Sedangkan, penggunaan *Symmetric* pada nilai yang dihasilkan memiliki penalti yang lebih besar untuk hasil ramalan yang tinggi dibandingkan dengan hasil ramalan yang lebih kecil.

2.5 Inflow dan Outflow Uang Kartal

Uang yang beredar di masyarakat perbankan (UYD) adalah uang kertas, uang logam dan uang khusus yang dikeluarkan oleh otoritas moneter sebagai alat pembayaran yang sah. Perhitungan UYD diperoleh dari selisih antara posisi rekening pembuatan uang dengan posisi rekening kas di Bank Sentral, rekening uang yang dicabut dan ditarik oleh peredaran serta rekening uang dalam penelitian. *Outflow* uang kartal merupakan aliran uang kertas dan uang logam yang keluar dari Bank Sentral kepada perbankan dan masyarakat, terdiri dari bayaran bank dan non-bank, penukaran keluar loket Bank Sentral dan kas keliling, serta transaksi keluar kas titipan. Sedangkan *inflow* uang kartal adalah aliran uang kertas dan uang masuk dari perbankan dan

masyarakat ke Bank Sentral, terdiri dari setoran bank dan non-bank, penukaran masuk dari loket Bank Sentral dan kas keliling, serta transaksi masuk kas titipan (Bank Indonesia, 2017).

Perkembangan *inflow* dan *outflow* mengindikasikan suatu pergerakan permintaan uang kartal yang dipengaruhi oleh faktor pertumbuhan ekonomi, perkembangan inflasi, perbandingan jumlah kredit dan dana, jumlah kantor bank dan jaringan ATM, perkembangan suatu daerah (termasuk otonomi daerah), faktor musiman, tingkat usia edar uang dan jarak suatu daerah dari Jakarta (Sigalingging, Setiawan, & Sihaloho, 2004).

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BAB III METODOLOGI PENELITIAN

3.1 Sumber Data dan Variabel Penelitian

Sumber data yang digunakan dalam penelitian merupakan data sekunder yang diperoleh dari Kantor Bank Sentral di wilayah Jawa Barat. Periode pengamatan yaitu bulan Januari 2010 hingga Juni 2019. Data periode Januari 2010 sampai dengan Desember 2017 sebagai data *in sample*, sedangkan data periode Januari 2018 sampai dengan Juni 2019 sebagai data *out sample*.

Variabel yang digunakan dalam penelitian ini disimbolkan $Z_{m,t}^{(i)}$, dengan $i=1,2,3$ yang mengindikasikan banyaknya lokasi pengamatan, $m=1,2,3$ menyatakan banyaknya jenis uang kartal yang diamati, dan $t=1,2,3,\dots,114$ merupakan periode waktu pengamatan. Skala data penelitian menggunakan skala data dan rasio. Variabel penelitian ditunjukkan pada Tabel 3.1 dan terdapat variabel *dummy* efek variasi kalender yang digunakan untuk melakukan pemodelan *inflow* dan *outflow* uang kartal univariat dengan *time series regression*.

Tabel 3.1 Variabel Penelitian

Data	Variabel	Keterangan
<i>Inflow</i>	$Z_{1,t}^{(i)}$	total pada bulan ke- t lokasi ke- i
	$Z_{2,t}^{(i)}$	pecahan Rp2.000 pada bulan ke- t lokasi ke- i
	$Z_{3,t}^{(i)}$	pecahan Rp5.000 pada bulan ke- t lokasi ke- i
	$Z_{4,t}^{(i)}$	pecahan Rp50.000 pada bulan ke- t lokasi ke- i
	$Z_{5,t}^{(i)}$	pecahan Rp100.000 pada bulan ke- t lokasi ke- i
<i>Outflow</i>	$Z_{6,t}^{(i)}$	total pada bulan ke- t lokasi ke- i
	$Z_{7,t}^{(i)}$	pecahan Rp2.000 pada bulan ke- t lokasi ke- i
	$Z_{8,t}^{(i)}$	pecahan Rp5.000 pada bulan ke- t lokasi ke- i
	$Z_{9,t}^{(i)}$	pecahan Rp50.000 pada bulan ke- t lokasi ke- i
	$Z_{10,t}^{(i)}$	pecahan Rp100.000 pada bulan ke- t lokasi ke- i

Variabel *dummy* efek variasi kalender yang digunakan dalam pemodelan *time series regression* adalah sebagai berikut.

1. Variabel untuk *dummy trend*
 t : *trend* kenaikan *inflow* atau *outflow* uang kartal di Provinsi Jawa Barat dengan $t = 1, 2, \dots, n$

2. Variabel *dummy* untuk pola musiman (bulan)

$$M_{1,t} = \begin{cases} 1 & \text{bulan Januari} \\ 0 & \text{bulan Lainnya} \end{cases}$$

$$M_{2,t} = \begin{cases} 1 & \text{bulan Februari} \\ 0 & \text{bulan Lainnya} \end{cases}$$

⋮

$$M_{12,t} = \begin{cases} 1 & \text{bulan Desember} \\ 0 & \text{bulan Lainnya} \end{cases}$$

3. Variabel *dummy* hari raya Idul Fitri

Diasumsikan efek hari raya Idul Fitri berkaitan dengan minggu terjadinya Idul Fitri satu bulan sebelumnya ($t-1$), bulan terjadinya hari raya (t), dan satu bulan sesudah terjadinya Idul Fitri ($t+1$). Variabel *dummy* yang digunakan dari asumsi tersebut adalah sebagai berikut.

- a. Efek satu bulan sebelum hari raya Idul Fitri

$$V_{i,t-1} = \begin{cases} 1 & \text{untuk bulan sebelum hari raya Idul Fitri pada minggu ke-}i \\ 0 & \text{lainnya} \end{cases}$$

- b. Efek bulan hari raya Idul Fitri

$$V_{i,t} = \begin{cases} 1 & \text{untuk bulan saat hari raya Idul Fitri pada minggu ke-}i \\ 0 & \text{lainnya} \end{cases}$$

- c. Efek satu bulan sesudah hari raya Idul Fitri

$$V_{i,t+1} = \begin{cases} 1 & \text{untuk bulan sesudah hari raya Idul Fitri pada minggu ke-}i \\ 0 & \text{lainnya} \end{cases}$$

periode minggu menurut Bank Indonesia adalah minggu pertama tanggal 1 sampai dengan tanggal 7, minggu kedua tanggal 8 sampai dengan tanggal 15, minggu ketiga tanggal 16 sampai dengan tanggal 23, minggu keempat tanggal 24 sampai dengan akhir bulan (Bank Indonesia, 2001).

Tabel 3.2 Tanggal Terjadinya Hari Raya Idul Fitri

Tahun	Tanggal Idul Fitri	Minggu Idul Fitri	Variabel <i>Dummy</i>		
			$V_{i,t-1}$	$V_{i,t}$	$V_{i,t+1}$
2010	10-11 September	Minggu ke-2	Agustus	September	Oktober
2011	30-31 Agustus	Minggu ke-4	Juli	Agustus	September
2012	19-20 Agustus	Minggu ke-3	Juli	Agustus	September
2013	8-9 Agustus	Minggu ke-2	Juli	Agustus	September
2014	28-29 Juli	Minggu ke-4	Juni	Juli	Agustus
2015	17-18 Juli	Minggu ke-3	Juni	Juli	Agustus
2016	6 -7 Juli	Minggu ke-2	Juni	Juli	Agustus
2017	24-25 Juni	Minggu ke-4	Mei	Juni	Juli
2018	14-15 Juni	Minggu ke-3	Mei	Juni	Juli
2019	3-4 Juni	Minggu ke-2	Mei	Juni	Juli
2020	23-24 Mei	Minggu ke-4	April	Mei	Juni

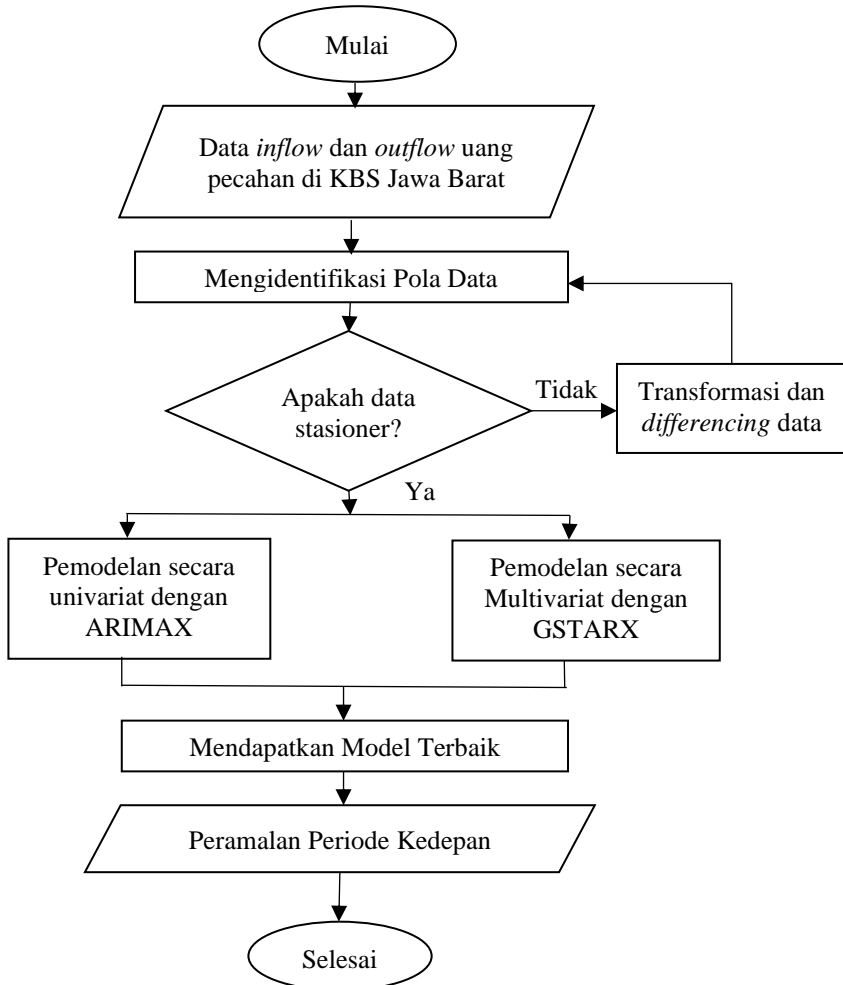
3.2 Langkah Analisis

Langkah-langkah yang digunakan dalam penelitian ini adalah sebagai berikut.

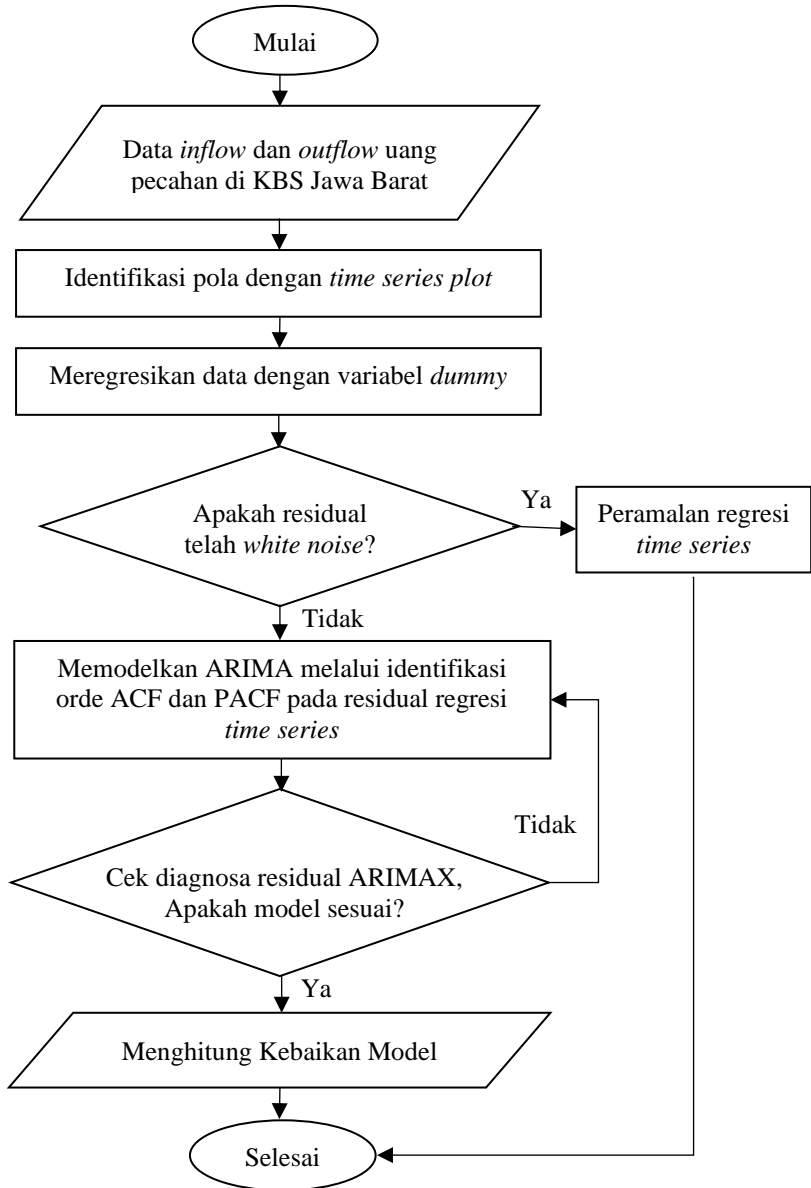
1. Mengidentifikasi karakteristik data *inflow* dan *outflow* uang kartal di tiga lokasi KBS wilayah Jawa Barat menggunakan statistika deskriptif, diagram batang dan *time series plot*.
2. Melakukan pemodelan secara univariat pada data *inflow* dan *outflow* di tiga lokasi KBS wilayah Jawa Barat menggunakan ARIMAX dengan tahapan sebagai berikut.
 - a. Meregresikan data *in sample* dari *inflow* dan *outflow* KBS Jawa Barat secara univariat dengan variable *dummy* tren, musiman bulan, dan efek variasi kalender.
 - b. Melakukan pengujian *white noise* pada residual model *time series regression* dengan Uji *Ljung-Box*. Apabila residual telah memenuhi asumsi *white noise*, maka model yang digunakan adalah model regresi *time series*. Apabila residual belum memenuhi asumsi *white noise*, maka dilakukan pemodelan selanjutnya dengan ARIMA.
 - c. Memodelkan dengan ARIMA dari residual hasil regresi *time series* yang tidak memenuhi asumsi *white noise* pada masing-masing lokasi dengan prosedur.

- i. Menentukan orde ARIMA melalui plot ACF dan PACF.
 - ii. Melakukan estimasi parameter model dugaan.
 - iii. Menguji signifikansi parameter model dugaan.
 - iv. Melakukan cek diagnosa pada residual ARIMA apakah telah *white noise* dan mengikuti distribusi normal.
 - d. Mendapatkan model ARIMAX.
 - e. Melakukan peramalan untuk data *out of sample* dengan menggunakan model ARIMAX yang diperoleh pada langkah sebelumnya.
3. Melakukan pemodelan secara multivariat pada data *inflow* dan *outflow* di tiga lokasi KBS wilayah Jawa Barat dengan menggunakan GSTARX dengan langkah-langkah sebagai berikut.
 - a. Melakukan identifikasi model ARIMAX dan variasi kalender untuk masing-masing lokasi.
 - b. Melakukan estimasi parameter model GSTARX.
 - c. Mengidentifikasi stasioneritas dan pola residual $u_{i,t}$ yang diperoleh dengan menggunakan MCCF.
 - d. Mengidentifikasi orde waktu, AR (p) dari model $u_{i,t}$ dengan menggunakan skematik MCCF dan nilai AIC minimum.
 - e. Menentukan bobot spasial yang digunakan, bobot spasial yang dipergunakan ditentukan dengan orde spasial satu (p_1).
 - f. Melakukan penghitungan pembobotan wilayah dengan menggunakan bobot *uniform*, biner dan *invers* jarak.
 - g. Cek diagnosa hasil pemodelan GSTARX pada masing-masing lokasi dan bobot dengan pengujian residual yang *white noise* dengan menggunakan AIC terkecil.
 - h. Menghitung nilai sMAPEP dan RMSEP hasil pemodelan GSTARX masing-masing bobot pada data *out sample*.
 - i. Menghitung kebaikan model.
4. Menentukan model terbaik dengan membandingkan hasil perhitungan RMSEP dan sMAPEP pada data *testing inflow* dan *outflow* total serta pecahan dari masing-masing model.

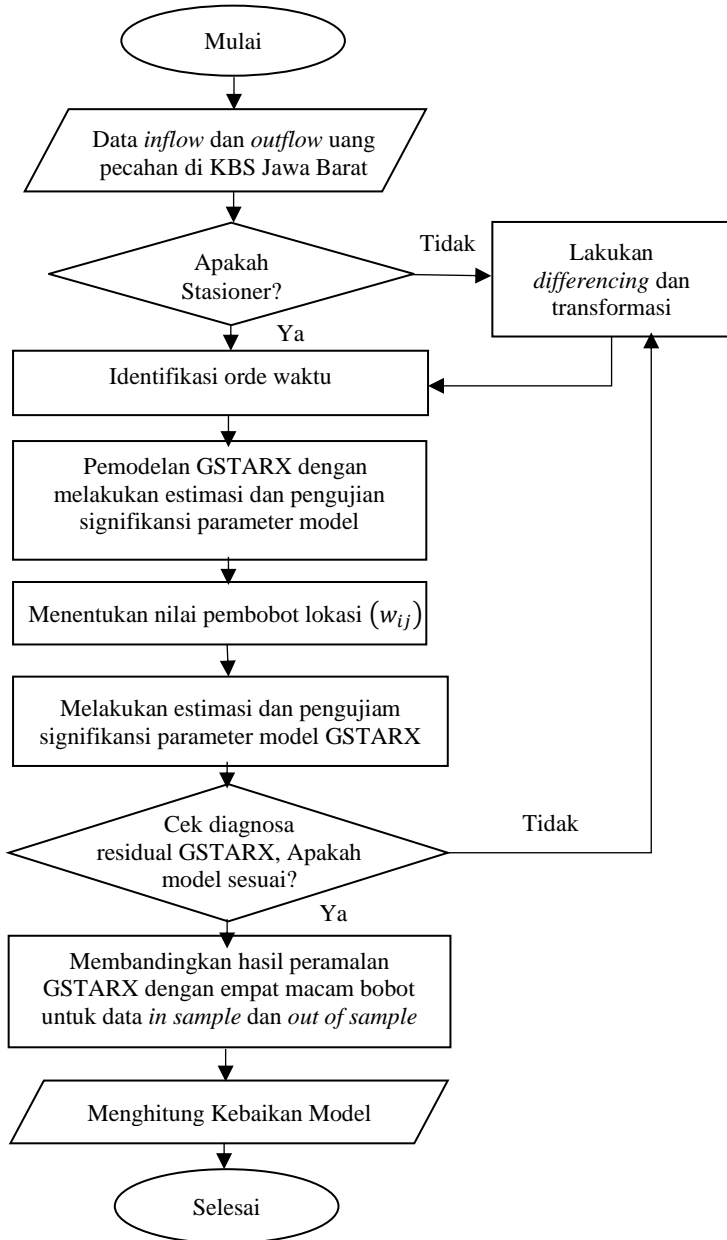
5. Meramalkan *inflow* dan *outflow* total serta pecahan di tiga lokasi KBS wilayah Jawa Barat periode Juli 2019 hingga Desember 2020 dengan model terbaik yang diperoleh. Langkah-langkah di atas dapat digambarkan dengan diagram alir yang disajikan pada Gambar 3.1.



Gambar 3.1 Diagram Alir Penelitian



Gambar 3.2 Diagram Alir Pemodelan ARIMAX



Gambar 3.3 Diagram Alir Pemodelan GSTARX

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BAB IV

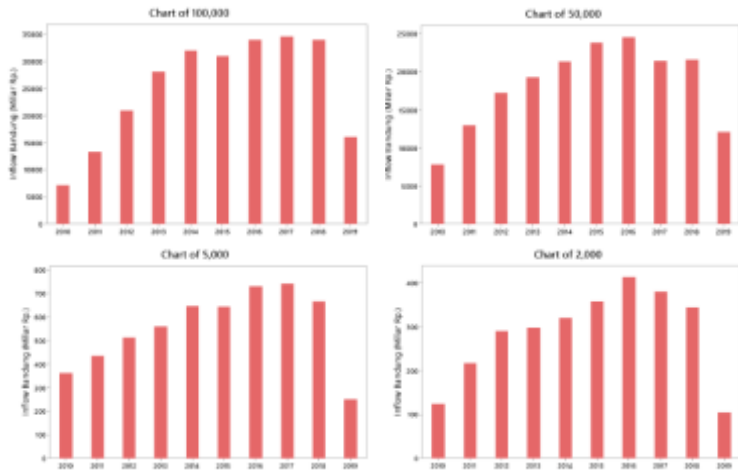
ANALISIS DAN PEMBAHASAN

Berlandaskan pada tujuan penelitian yaitu mendapatkan model yang tepat pada data *inflow* dan *outflow* di Kantor Perwakilan Bank Indonesia Provinsi Jawa Barat menggunakan metode ARIMAX (*Autoregressive intergrated Moving Average with Exogeneous Variable*), dan GSTARX (*Generalized Space-Time Autoregressive with Exogenous Variables*). Pada periode pengamatan. Pembahasan diawali dengan melakukan eksplorasi data untuk mengetahui karakteristik dari data *inflow* dan *outflow*, kemudian dilakukan pemodelan menggunakan ARIMAX dan GSTARX. Metode terbaik didapatkan dengan membandingkan nilai nilai *Symmetric Mean Absolute Percentage Error Prediction* (sMAPEP) dan *Root Mean Square Error Prediction* (RMSEP) *out of sample* terkecil, kemudian dilakukan peramalan *inflow* dan *outflow* uang kartal di Kantor Bank Sentral Provinsi Jawa Barat untuk masa yang akan datang.

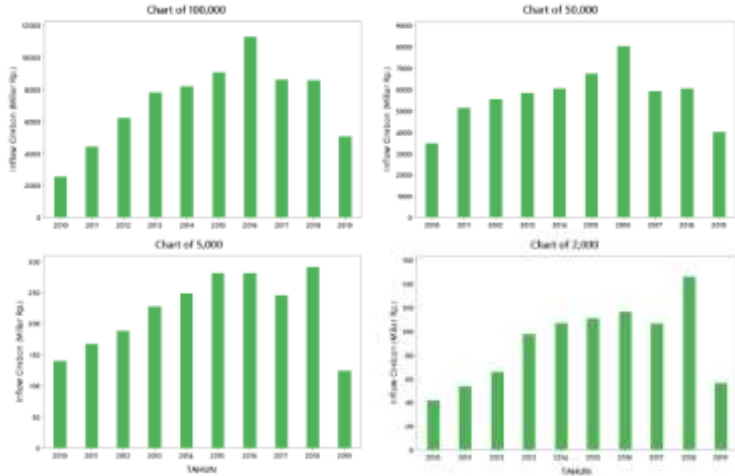
4.1 Karakteristik Data *Inflow* dan *Outflow* uang Pecahan di Provinsi Jawa Barat

Analisis statistika deskriptif dilakukan untuk mengetahui karakteristik atau gambaran umum data *Inflow* dan *Outflow* untuk uang pecahan sebesar Rp2.000,00, Rp5.000,00, Rp.50.000,00, dan Rp.100.000,00 periode Januari 2010 hingga Juni 2019. Dalam penelitian ini, data periode Januari 2010 hingga Desember 2017 digunakan sebagai data *in-sample* dan data periode Januari 2018 hingga Juni 2019 digunakan sebagai data *out of sample*. Terdapat tiga lokasi Kantor Bank Sentral di Provinsi Jawa Barat yang terdiri dari Bandung, Cirebon dan Tasikmalaya. Perkembangan *inflow* dan *outflow* di Jawa Barat pada tiga Kantor Bank Sentral mengalami peningkatan setiap tahunnya mulai tahun 2010 hingga pertengahan tahun 2019. Berikut merupakan diagram batang untuk data *inflow* dan *outflow* (Dalam Miliar Rupiah) yang kartal uang pecahan dengan nominal Rp2.000,00 Rp5.000,00 Rp.50.000,00

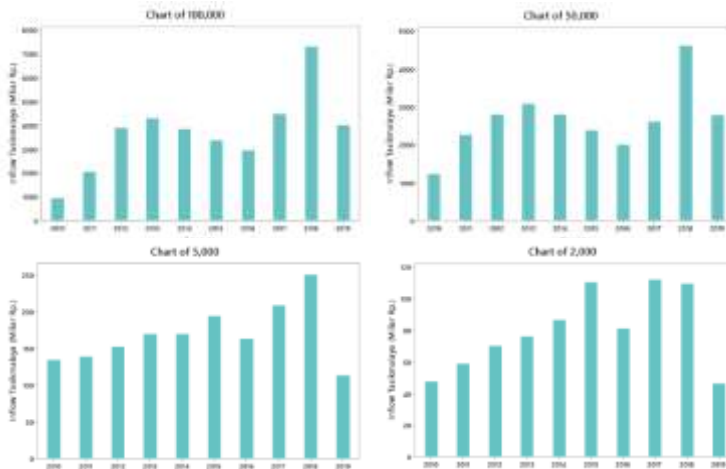
dan Rp100.000,00 di KBS Provinsi Jawa Barat yang ditampilkan pada Gambar 4.1 hingga Gambar 4.4.



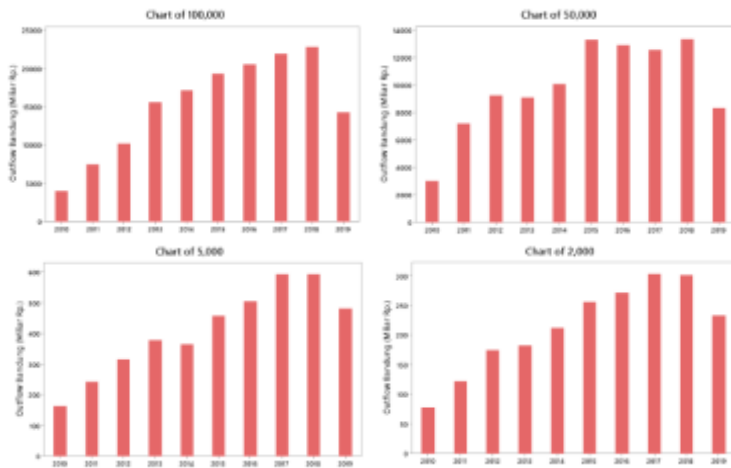
Gambar 4.1 Perkembangan *Inflow* di Bandung Setiap Tahun



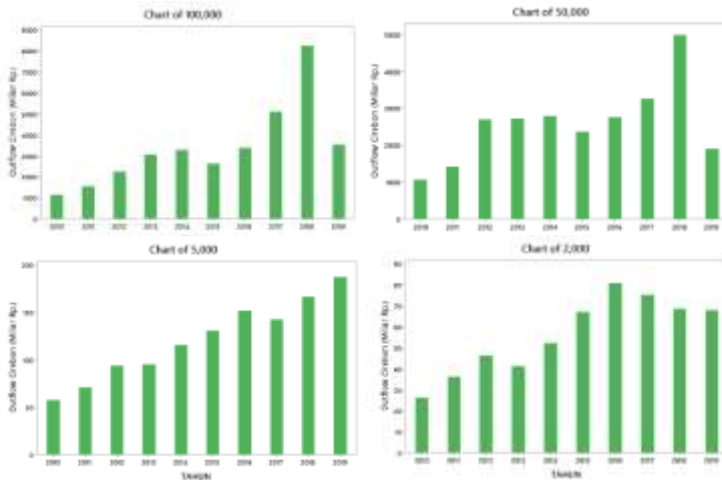
Gambar 4.2 Perkembangan *Inflow* di Cirebon Setiap Tahun



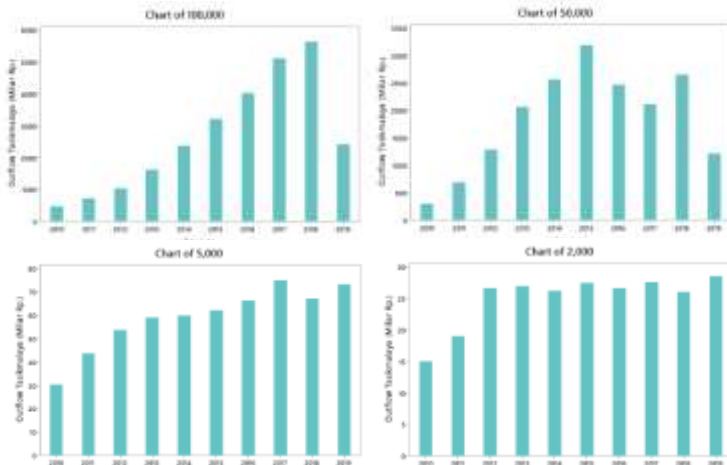
Gambar 4.3 Perkembangan *Inflow* di Tasikmalaya Setiap Tahun



Gambar 4.4 Perkembangan *Outflow* di Bandung Setiap Tahun



Gambar 4.5 Perkembangan *Outflow* di Cirebon Setiap Tahun



Gambar 4.6 Perkembangan *Outflow* di Tasikmalaya Setiap Tahun

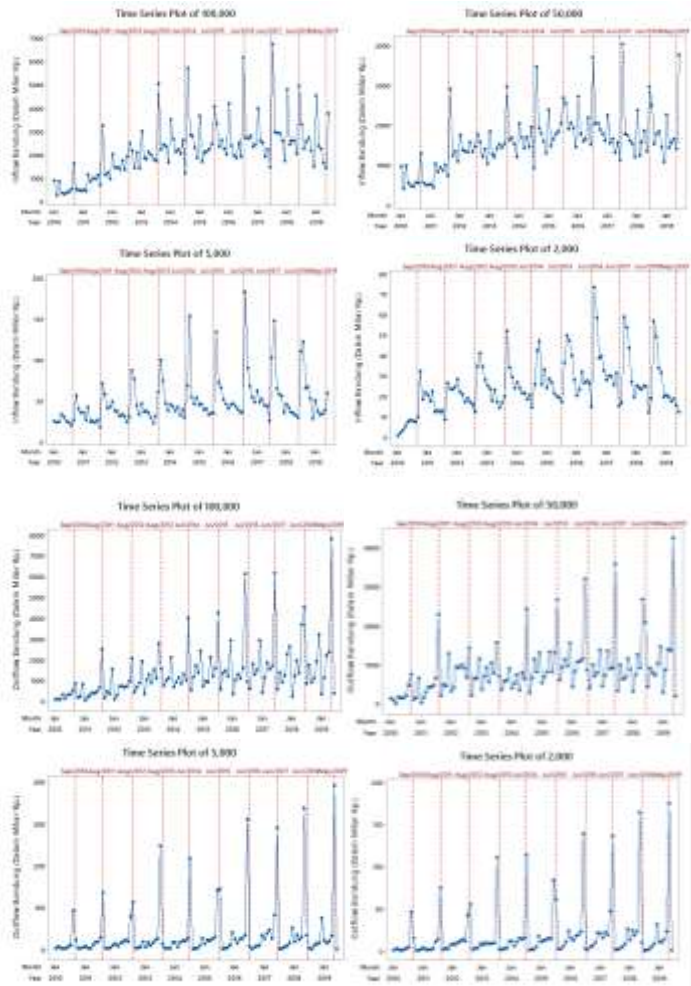
Berdasarkan Gambar 4.1 hingga Gambar 4.6 dapat diketahui bahwa perkembangan *inflow* dan *outflow* untuk pecahan Rp2.000,00 Rp5.000,00 Rp50.000,00 hingga Rp100.000,00 di KBS Jawa Barat yang terdiri dari wilayah Bandung, Cirebon dan Tasikmalaya mengalami peningkatan di setiap tahunnya.

Rendahnya angka *inflow* dan *outflow* yang terjadi di tahun 2019 bukan terjadi karena penurunan nilai, namun data yang digunakan hanya hingga Juni 2019. Melalui grafik, mengindikasikan pula kebutuhan masyarakat yang selalu naik disetiap tahunnya. Untuk mengetahui karakteristik data dapat dilakukan analisis statistika deskriptif sebagai berikut.

Tabel 4.1 Analisis Statistika Deskriptif untuk Data *Inflow* dan *Outflow* KBS Wilayah Jawa Barat

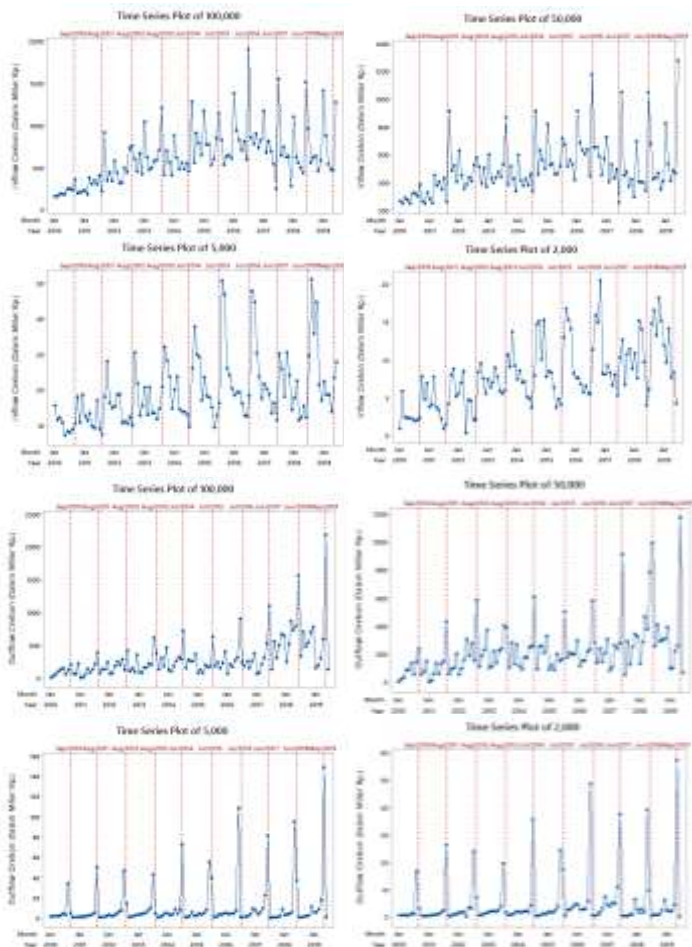
	<i>Variable</i>	<i>Mean</i>	Standar Deviasi	<i>Min</i>	<i>Max</i>
	100,000	3156	1697	472	9273
<i>Inflow</i> (Dalam Miliar Rp.)	50,000	2326.4	962.4	745.6	5920.6
	5,000	82.71	41.54	31.34	251.95
	2,000	39.91	18.8	4.31	94.24
	100,000	1875	1769	73	11105
<i>Outflow</i> (Dalam Miliar Rp.)	50,000	1258.8	987.6	40	6065.2
	5,000	51.69	100.43	2.04	601.61
	2,000	25.81	45.51	0.94	255.23

Berdasarkan Tabel 4.1 dapat diketahui bahwa nilai *mean* menunjukkan nilai rata-rata peredaran uang, standar deviasi (simpangan baku) menunjukkan ukuran keragaman atau variasi dari data peredaran uang. Dapat diketahui pada akumulasi data *inflow* dan *outflow* di KBS wilayah Jawa Barat pada tahun 2010 hingga pertengahan 2019, uang pecahan Rp100.000,00 memiliki nilai *mean* dan nilai standar deviasi yang paling tinggi dibandingkan dengan uang pecahan Rp50.000,00, Rp5.000,00, dan Rp2.000,00. Hal ini menunjukkan bahwa peredaran uang dengan nominal besar jauh lebih banyak dibandingkan peredaran uang yang lebih kecil. Sehingga, untuk mengetahui perkembangan kebutuhan uang kartal nominal Rp2.000,00, Rp5.000,00, Rp50.000,00 dan Rp100.000,00 di setiap tahunnya diperlukan analisis karakteristik data *inflow* dan *outflow* di KBS Jawa Barat yang divisualisasikan oleh *time series* plot sebagai berikut.



Gambar 4.7 Time Series Plot untuk Data *Inflow* dan *Outflow* di wilayah KBS Bandung Jawa Barat

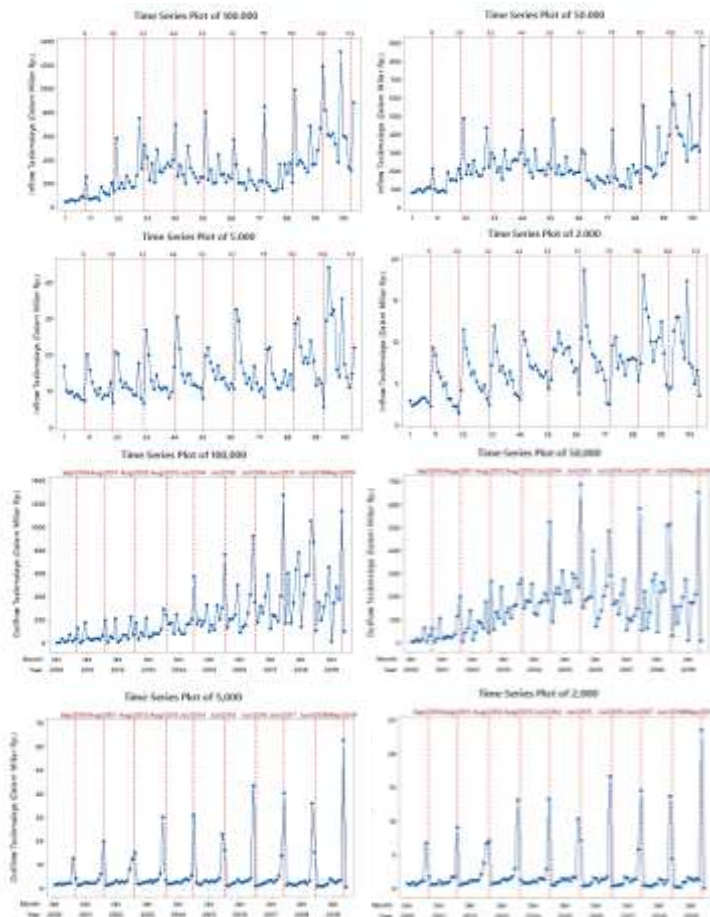
Berdasarkan Gambar 4.7 dapat diketahui terdapat tren kenaikan yang terjadi di setiap tahunnya dan menunjukkan adanya pola musiman pada data. Indikator merah menunjukkan terjadinya Hari Raya Idul Fitri, angka yang tinggi pada plot menunjukkan tingginya angka peredaran uang di pada bulan-bulan tersebut.



Gambar 4.8 Time Series Plot untuk Data *Inflow* dan *Outflow* di wilayah KBS Cirebon Jawa Barat

Berdasarkan Gambar 4.8 dapat diketahui bahwa data *inflow* KBS wilayah Cirebon lebih fluktuatif dibandingkan data *outflow* KBS wilayah Cirebon serta terdapat pola musiman pada data *Inflow* maupun *outflow*. Pada data *inflow* uang pecahan Rp100.000,00 dan Rp50.000,00 mengalami kenaikan setiap tahunnya di satu bulan setelah Hari Raya Idul Fitri berlangsung.

Sedangkan, pada data *outflow* terdapat kenaikan saat Hari Raya Idul Fitri Berlangsung.



Gambar 4.9 Time Series Plot untuk Data *Inflow* dan *Outflow* di wilayah KBS Tasikmalaya Jawa Barat

Berdasarkan Gambar 4.9 dapat diketahui bahwa terjadi pola musiman pada data *inflow* maupun *outflow*. Namun terdapat perbedaan antara pola data *inflow* dan *outflow*. Melalui plot dapat diketahui pada data *inflow* kenaikan terjadi satu bulan setelah hari Raya Idul Fitri. Sedangkan, pada data *outflow* kenaikan terjadi di

bulan saat Hari Raya Idul Fitri berlangsung. Pada Gambar 4.7 hingga Gambar 4.9 secara keseruan menunjukkan bahwa data *inflow* maupun *outflow* di KBS Jawa Barat memiliki nilai yang tinggi pada bulan-bulan tertentu di setiap tahunnya dimana mengindikasikan sebagai efek variasi kalender atau efek bulan terjadinya Hari Raya Idul Fitri. Efek variasi kalender yaitu Hari Raya Idul Fitri memberikan pengaruh yang berbeda terhadap data *inflow* maupun *outflow* dimana data *Inflow* memiliki nilai yang lebih tinggi di bulan saat dan setelah terjadinya Hari Raya Idul Fitri. Hal ini mengindikasikan bahwa kecenderungan masyarakat yang menyimpan uangnya kembali ke bank setelah Hari Raya usai. Sedangkan untuk data *outflow* akan cenderung naik pada bulan sebelum dan saat Hari Raya berlangsung. Hal ini mengindikasikan bahwa terjadi pengeluaran yang besar. Sehingga, menyebabkan kenaikan signifikan pada data *outflow* yang divisualisasikan oleh grafik *time series*.

Melalui grafik *time series* mengindikasikan bahwa uang pecahan besar seperti nominal Rp100.000,00 dan Rp50.000,00 memiliki kondisi yang lebih fluktuatif dan permintaan yang jauh lebih besar dibandingkan nominal kecil seperti Rp5.000,00 dan Rp2.000,00. Perkembangan *inflow* dan *outflow*, baik di Jakarta (Pusat) maupun di daerah, sesungguhnya mencerminkan suatu pola pergerakan permintaan uang kartal yang dipengaruhi oleh faktor pertumbuhan ekonomi, perkembangan inflasi, perbandingan jumlah kredit dan dana, jumlah kantor bank & jaringan ATM, perkembangan suatu daerah (termasuk otonomi daerah), faktor musiman, tingkat usia edar uang dan jarak suatu daerah dari Jakarta. Sehingga, dapat dikatakan bahwa jika terdapat pertumbuhan ekonomi maka akan ada peningkatan permintaan uang (termasuk uang kartal). Laju inflasi meningkatkan permintaan uang kartal karena diperlukan lebih banyak uang kartal untuk membeli barang dengan jumlah yang sama (Sigalingging, Setiawan, & Sihalo, 2004).

4.2 Pemodelan Data *Inflow* dan *Outflow* Wilayah Jawa Barat

Variabel utama dalam penelitian ini merupakan data *inflow* dan *outflow* wilayah Jawa Barat yang terdiri dari tiga KBS yaitu

KBS Bandung, KBS Cirebon, dan KBS Tasikmalaya. Data yang digunakan merupakan uang pecahan denfan nominal Rp100.000, Rp50.000, Rp5.000 dan Rp2.000 pada masing-masing KBS di wilayah Jawa Barat. Model yang diterapkan menggunakan pendekatan secara univariat dan multivariat. Sedangkan data yang digunakan terbagi atas data *training (in-sample)* yaitu pada periode Januari 2010 hingga Desember 2017 dan data *testing (out of sample)* yaitu Januari 2018 hingga Juni 2019. Pada pemodelan data *inflow* dan *outflow* wilayah Jawa Barat dengan pendekatan univariat dilakukan pada data total dan data per pecahan pada masing-masing KBS Jawa Barat. Tujuan dari pemodelan ini adalah untuk mengetahui kebaikan model peramalan data *inflow* maupun *outflow* pada masing-masing KBS tanpa melibatkan hubungan dengan KBS lain di wilayah Jawa Barat. Pendekatan univariat ini menggunakan model regresi *time series*, dan model ARIMAX dengan *dummy* tren, musiman, dan variasi kalender Hari Raya Idul Fitri. Sedangkan pemodelan data *inflow* dan *outflow* wilayah Jawa Barat dengan pendekatan multivariat dilakukan untuk mengetahui kebaikan model peramalan pada masing-masing KBS dengan melibatkan hubungan atau dependensi lokasi dengan KBS lain yang berada di wilayah Jawa Barat. Model yang diterapkan pada pendekatan multivariat ini adalah GSTARX.

4.2.1 Pemodelan Data *Inflow* dan *Outflow* Wilayah Jawa Barat dengan *Time Series Regression*

Pemodelan *time series regression* merupakan pendekatan analisis univariat yang menggunakan estimasi parameter berupa *Ordinary Least Square* (OLS) dengan melibatkan variabel prediktor yang berupa *dummy* tren, musiman, dan variasi kalender. Dalam Pemodelan data *inflow* dan *outflow* ini dapat dilakukan secara univariat dengan hasil estimasi parameter data *inflow* dan *outflow* total tiga KBS di Jawa Barat dapat diketahui oleh Tabel 4.2 hingga Tabel. 4.6.

Tabel 4.2 Estimasi Parameter Model Regresi *Time Series* Data *Inflow* Total
KBS Bandung di Jawa Barat

KBS	Parameter	Estimasi Parameter	Standar Error	<i>t-value</i>	Nilai P
Total <i>Inflow</i> Bandung	$\beta^{(1)}$	41796	2949	14,17	<0,0001
	$\gamma_1^{(1)}$	2851368	297690	9,58	<0,0001
	$\gamma_2^{(1)}$	1149556	305031	3,77	0,0003
	$\gamma_3^{(1)}$	1296653	306297	4,23	<0,0001
	$\gamma_4^{(1)}$	1071410	307586	3,48	<0,0001
	$\gamma_5^{(1)}$	1292995	308897	4,19	<0,0001
	$\gamma_6^{(1)}$	1237177	314782	3,93	<0,0001
	$\gamma_7^{(1)}$	1702287	355779	4,79	<0,0001
	$\gamma_8^{(1)}$	1856480	401884	4,62	<0,0001
	$\gamma_9^{(1)}$	1259504	367809	3,42	0,0009
	$\gamma_{10}^{(1)}$	1514131	329598	4,59	<0,0001
	$\gamma_{11}^{(1)}$	1275862	317230	4,02	<0,0001
	$\gamma_{12}^{(1)}$	555483	318693	1,74	0,0854
	$\omega_1^{(1)}$	4911125	856655	5,73	<0,0001
	$\omega_2^{(1)}$	-187071	873472	-0,21	0,8309
	$\omega_3^{(1)}$	2860365	623870	4,59	0,0002
	$\omega_4^{(1)}$	42446	602343	0,07	0,9440
	$\omega_5^{(1)}$	1707644	619963	2,75	0,0074
$\omega_6^{(1)}$	1287295	619554	2,08	0,0411	
$\omega_7^{(1)}$	-1801745	501329	-3,59	0,0006	
$\omega_8^{(1)}$	4863405	510919	9,52	<0,0001	

Berdasarkan nilai estimasi parameter hasil analisis pada Tabel 4.2 maka model analisis dengan Regresi *time series* untuk data *Inflow* KBS Bandung di Jawa Barat dapat dituliskan ke dalam persamaan sebagai berikut:

$$\begin{aligned} \hat{Z}_t^{(1)} = & 41796t + 2851368M_{1,t} + 1149556M_{2,t} + 1296653M_{3,t} + 1071410M_{4,t} + 1292995M_{5,t} \\ & + 1237177M_{6,t} + 1702287M_{7,t} + 1856480M_{8,t} + 1259504M_{9,t} + 1514131M_{10,t} \\ & + 1275862M_{11,t} + 555483M_{12,t} + 4911125V_{1,t} - 187071V_{2,t} + 2860365V_{3,t} + 42446V_{4,t} \\ & + 1707644V_{1,t+1} + 1287295V_{2,t+1} - 1801745V_{3,t+1} + 4863405V_{4,t+1} \end{aligned}$$

Tabel 4.3 Estimasi Parameter Model Regresi *Time Series* Data *Inflow* Total
KBS Cirebon di Jawa Barat

KBS	Parameter	Estimasi Parameter	Standar Error	<i>t-value</i>	Nilai P
Total <i>Inflow</i> Cirebon	$\beta^{(2)}$	9533	9421	10,12	<0,0001
	$\gamma_1^{(2)}$	1026338	95108	10,80	<0,0001
	$\gamma_2^{(2)}$	579551	97453	5,95	<0,0001
	$\gamma_3^{(2)}$	571106	97857	5,84	<0,0001
	$\gamma_4^{(2)}$	473973	98269	4,82	<0,0001
	$\gamma_5^{(2)}$	513390	98688	5,20	<0,0001
	$\gamma_6^{(2)}$	505073	100568	5,02	<0,0001
	$\gamma_7^{(2)}$	755354	113666	6,65	<0,0001
	$\gamma_8^{(2)}$	631397	128396	4,92	<0,0001
	$\gamma_9^{(2)}$	466590	117510	3,97	0,0002
	$\gamma_{10}^{(2)}$	629768	105302	5,98	<0,0001
	$\gamma_{11}^{(2)}$	566951	101350	5,59	<0,0001
	$\gamma_{12}^{(2)}$	379819	101818	3,73	0,0004
	$\omega_1^{(2)}$	1590963	273689	5,81	<0,0001
	$\omega_2^{(2)}$	171356	279062	0,61	0,5410
	$\omega_3^{(2)}$	624823	199317	3,14	0,0024
	$\omega_4^{(2)}$	-144266	192440	-0,75	0,4558
	$\omega_5^{(2)}$	447963	198069	2,26	0,0266
$\omega_6^{(2)}$	324946	197939	1,64	0,1048	
$\omega_7^{(2)}$	-554747	160167	-3,46	0,0009	
$\omega_8^{(2)}$	1086770	163231	6,66	<0,0001	

Berdasarkan nilai estimasi parameter hasil analisis pada Tabel 4.3 maka model analisis dengan regresi *time series* untuk data *Inflow* KBS Cirebon di Jawa Barat dapat dituliskan ke dalam persamaan sebagai berikut:

$$\begin{aligned} \hat{Z}_t^{(2)} = & 9533t + 1026338M_{1,t} + 579551M_{2,t} + 571106M_{3,t} + 473973M_{4,t} + 507521,1M_{5,t} + 505073M_{6,t} \\ & + 755354M_{7,t} + 631397M_{8,t} + 466590M_{9,t} + 629768M_{10,t} + 566951M_{11,t} + 379819M_{12,t} \\ & + 1590963V_{1,t} + 171356V_{2,t} + 624823V_{3,t} - 144266V_{4,t} + 447963V_{1,t+1} + 324946V_{2,t+1} - 554747V_{3,t+1} \\ & + 1086770V_{4,t+1} \end{aligned}$$

Tabel 4.4 Estimasi Parameter Model Regresi *Time Series* Data *Inflow* Total KBS Tasikmalaya di Jawa Barat

KBS	Parameter	Estimasi Parameter	Standar Error	<i>t-value</i>	Nilai P
Total <i>Inflow</i> Tasikmalaya	$\beta^{(3)}$	3183	672	4,74	<0,0001
	$\gamma_1^{(3)}$	458846	67838	6,76	<0,0001
	$\gamma_2^{(3)}$	230553	69511	3,32	0,0014
	$\gamma_3^{(3)}$	282091	69800	4,04	0,0001
	$\gamma_4^{(3)}$	236453	70093	3,37	0,0012
	$\gamma_5^{(3)}$	277114	70392	3,94	0,0002
	$\gamma_6^{(3)}$	357737	71733	4,99	<0,0001
	$\gamma_7^{(3)}$	410430	81076	5,06	<0,0001
	$\gamma_8^{(3)}$	337502	91582	3,69	0,0004
	$\gamma_9^{(3)}$	224995	83817	2,68	0,0089
	$\gamma_{10}^{(3)}$	265589	75109	3,54	0,0007
	$\gamma_{11}^{(3)}$	240456	72291	3,33	0,0014
	$\gamma_{12}^{(3)}$	171082	72625	2,36	0,0211
	$\omega_1^{(3)}$	614588	195216	3,15	0,0024
	$\omega_2^{(3)}$	-186867	199049	-0,94	0,3508
	$\omega_3^{(3)}$	439331	142169	3,09	0,0028
	$\omega_4^{(3)}$	29422	137263	0,21	0,8309
	$\omega_5^{(3)}$	329198	141279	2,33	0,0225
$\omega_6^{(3)}$	262272	141185	1,86	0,0671	
$\omega_7^{(3)}$	-167279	114244	-1,46	0,1473	
$\omega_8^{(3)}$	821465	116429	7,06	<0,0001	

Berdasarkan nilai estimasi parameter hasil analisis pada Tabel 4.4 maka model analisis dengan regresi *time series* untuk data *inflow* KBS Tasikmalaya di Jawa Barat dapat dituliskan ke dalam persamaan sebagai berikut:

$$\begin{aligned} \hat{Z}_t^{(3)} = & 3183t + 458846M_{1,t} + 230553M_{2,t} + 282091M_{3,t} + 236453M_{4,t} + 277114M_{5,t} + 357737M_{6,t} \\ & + 410430M_{7,t} + 337502M_{8,t} + 224995M_{9,t} + 265589M_{10,t} + 240456M_{11,t} + 171082M_{12,t} \\ & + 614588V_{1,t} - 186867V_{2,t} + 439331V_{3,t} + 29422V_{4,t} + 329198V_{1,t+1} + 262272V_{2,t+1} \\ & - 167279V_{3,t+1} + 821465V_{4,t+1} \end{aligned}$$

Tabel 4.5 Estimasi Parameter Model Regresi *Time Series* Data *Outflow* Total
KBS Bandung di Jawa Barat

KBS	Parameter	Estimasi Parameter	Standar Error	<i>t-value</i>	Nilai P
Total <i>Outflow</i> Bandung	$\beta^{(1)}$	25448	2200	11,57	<0,0001
	$\gamma_1^{(1)}$	-561435	222065	-2,53	0,0135
	$\gamma_2^{(1)}$	129675	227540	0,57	0,5704
	$\gamma_3^{(1)}$	599624	228484	2,62	0,0105
	$\gamma_4^{(1)}$	565308	229446	2,46	0,0160
	$\gamma_5^{(1)}$	694442	233860	2,97	0,0039
	$\gamma_6^{(1)}$	804835	264652	3,04	0,0032
	$\gamma_7^{(1)}$	217919	299055	0,73	0,4684
	$\gamma_8^{(1)}$	-925057	273376	-3,38	0,0011
	$\gamma_9^{(1)}$	21269	244780	0,09	0,9309
	$\gamma_{10}^{(1)}$	374235	235565	1,59	0,1163
	$\gamma_{11}^{(1)}$	475217	236641	2,01	0,0482
	$\gamma_{12}^{(1)}$	1969372	237732	8,28	<0,0001
	$\omega_1^{(1)}$	6988346	639029	10,94	<0,0001
	$\omega_2^{(1)}$	-424755	651574	-0,65	0,5164
	$\omega_3^{(1)}$	2610536	465381	5,61	<0,0001
	$\omega_4^{(1)}$	1765639	449323	3,93	0,0002
	$\omega_5^{(1)}$	696078	462466	1,51	0,1364
$\omega_6^{(1)}$	4484169	462162	9,70	<0,0001	
$\omega_7^{(1)}$	-6950	373970	-0,02	0,9852	
$\omega_8^{(1)}$	5860374	381124	15,38	<0,0001	

Berdasarkan nilai estimasi parameter hasil analisis pada Tabel 4.5 maka model analisis dengan regresi *time series* untuk data *outflow* KBS Bandung di Jawa Barat dapat dituliskan ke dalam persamaan sebagai berikut:

$$\hat{Z}_t^{(1)} = 25448t - 561435M_{1,t} + 129675M_{2,t} + 599624M_{3,t} + 565308M_{4,t} + 694442M_{5,t} + 804835M_{6,t} + 217919M_{7,t} - 925057M_{8,t} + 21269M_{9,t} + 374235M_{10,t} + 475217M_{11,t} + 1969372M_{12,t} + 6988346V_{1,t} - 424755V_{2,t} + 2610536V_{3,t} + 1765639V_{4,t} + 696078V_{1,t+1} + 4484169V_{2,t+1} - 6950V_{3,t+1} + 5860374V_{4,t+1}$$

Tabel 4.6 Estimasi Parameter Model Regresi *Time Series* Data *Outflow* Total KBS Cirebon di Jawa Barat

KBS	Parameter	Estimasi Parameter	Standar Error	<i>t-value</i>	Nilai P
Total <i>Outflow</i> Cirebon	$\beta^{(2)}$	4947	543	9,10	<0,0001
	$\gamma_1^{(2)}$	-82189	54858	-1,49	0,1382
	$\gamma_2^{(2)}$	-36143	56211	-0,64	0,5222
	$\gamma_3^{(2)}$	61701	56444	1,09	0,2778
	$\gamma_4^{(2)}$	174451	56682	3,08	0,0029
	$\gamma_5^{(2)}$	184973	57772	3,20	0,0020
	$\gamma_6^{(2)}$	279680	65379	4,28	<0,0001
	$\gamma_7^{(2)}$	83405	73878	1,13	0,2625
	$\gamma_8^{(2)}$	-16918	67534	-0,25	0,8029
	$\gamma_9^{(2)}$	58912	60470	0,97	0,3330
	$\gamma_{10}^{(2)}$	137441	58193	2,36	0,0208
	$\gamma_{11}^{(2)}$	161978	58459	2,77	0,0070
	$\gamma_{12}^{(2)}$	400939	58729	6,83	<0,0001
	$\omega_1^{(2)}$	967424	157865	6,13	<0,0001
	$\omega_2^{(2)}$	46490	160964	0,29	0,7735
	$\omega_3^{(2)}$	537091	114967	4,67	<0,0001
	$\omega_4^{(2)}$	456071	110999	4,11	<0,0001
	$\omega_5^{(2)}$	-35692	114247	-0,31	0,7556
$\omega_6^{(2)}$	821859	114172	7,19	<0,0001	
$\omega_7^{(2)}$	131979	92385	1,43	0,1572	
$\omega_8^{(2)}$	1095360	94152	11,63	<0,0001	

Berdasarkan nilai estimasi parameter hasil analisis pada Tabel 4.6 maka model analisis dengan regresi *time series* untuk data *outflow* KBS Cirebon di Jawa Barat dapat dituliskan ke dalam persamaan sebagai berikut:

$$\begin{aligned} \hat{Z}_t^{(2)} = & 4947t - 82189M_{1,t} - 36143M_{2,t} + 61701M_{3,t} + 174451M_{4,t} + 184973M_{5,t} + 279680M_{6,t} \\ & + 83405M_{7,t} - 16918M_{8,t} + 58912M_{9,t} + 137441M_{10,t} + 161978M_{11,t} + 400939M_{12,t} \\ & + 967424V_{1,t} + 46490V_{2,t} + 537091V_{3,t} + 456071V_{4,t} - 35692V_{1,t+1} + 821859V_{2,t+1} + 131979V_{3,t+1} \\ & + 1095360V_{4,t+1} \end{aligned}$$

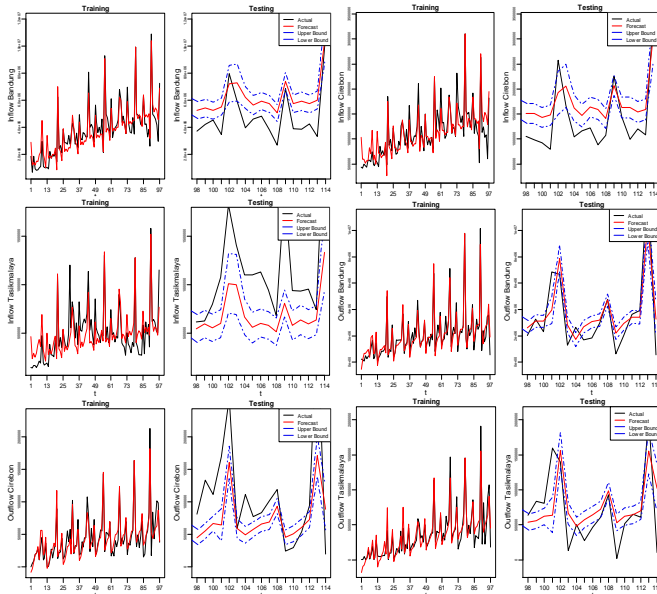
Tabel 4.7 Estimasi Parameter Model Regresi *Time Series* Data *Outflow* Total KBS Tasikmalaya di Jawa Barat

KBS	Parameter	Estimasi Parameter	Standar Error	<i>t-value</i>	Nilai P
Total <i>Outflow</i> Tasikmalaya	$\beta^{(3)}$	6608	552	11,98	<0,0001
	$\gamma_1^{(3)}$	-185589	55696	-3,33	0,0013
	$\gamma_2^{(3)}$	-105743	57069	-1,85	0,0678
	$\gamma_3^{(3)}$	-91021	57306	-1,59	0,1164
	$\gamma_4^{(3)}$	-37390	57547	-0,65	0,5178
	$\gamma_5^{(3)}$	7124	58655	0,12	0,9037
	$\gamma_6^{(3)}$	139466	66378	2,10	0,0389
	$\gamma_7^{(3)}$	-16633	75006	-0,22	0,8251
	$\gamma_8^{(3)}$	-208040	68565	-3,03	0,0033
	$\gamma_9^{(3)}$	-116366	61393	-1,90	0,0618
	$\gamma_{10}^{(3)}$	-54442	59082	-0,92	0,3597
	$\gamma_{11}^{(3)}$	13298	59352	0,22	0,8233
	$\gamma_{12}^{(3)}$	273923	59626	4,59	<0,0001
	$\omega_1^{(3)}$	800313	160275	4,99	<0,0001
	$\omega_2^{(3)}$	130292	163421	0,80	0,4277
	$\omega_3^{(3)}$	275922	116722	2,36	0,0206
	$\omega_4^{(3)}$	340305	112695	3,02	0,0034
	$\omega_5^{(3)}$	-35406	115991	-0,31	0,7610
$\omega_6^{(3)}$	746037	115915	6,44	<0,0001	
$\omega_7^{(3)}$	-24449	93796	-0,26	0,7951	
$\omega_8^{(3)}$	820694	95590	8,59	<0,0001	

Berdasarkan nilai estimasi parameter hasil analisis pada Tabel 4.7 maka model analisis dengan regresi *time series* untuk data *outflow* KBS Tasikmalaya di Jawa Barat dapat dituliskan ke dalam persamaan sebagai berikut:

$$\hat{Z}_t^{(3)} = 6608I - 185589M_{1,t} - 105743M_{2,t} - 91021M_{3,t} - 37390M_{4,t} + 7124M_{5,t} + 139466M_{6,t} - 16633M_{7,t} - 208040M_{8,t} - 116366M_{9,t} - 54442M_{10,t} + 13298M_{11,t} + 273923M_{12,t} + 800313V_{1,t} + 130292V_{2,t} + 275922V_{3,t} + 340305V_{4,t} - 35406V_{1,t+1} + 746037V_{2,t+1} - 24449V_{3,t+1} + 820694V_{4,t+1}$$

Berdasarkan Tabel 4.2 hingga Tabel 4.7 dapat diketahui bahwa Sebagian besar nilai estimasi parameter telah signifikan pada tingkat signifikansi 5%. Komponen tren pada ketiga lokasi yang terdiri dari Bandung, Cirebon, serta Tasikmalaya menunjukkan nilai yang signifikan dan bernilai positif, mengindikasikan bahwa data *inflow* lokasi menunjukkan kenaikan setiap bulan dengan kenaikan tertinggi pada KBS Cirebon kemudian diikuti oleh Bandung dan Tasikmalaya. Sedangkan, untuk data *outflow* menunjukkan keseluruhan lokasi memiliki nilai signifikan yang sama. Pada komponen musiman menunjukkan adanya signifikansi pada hampir di seluruh parameter musiman. Hal ini menunjukkan bahwa komponen musiman berpengaruh terhadap perkembangan data *inflow* maupun *outflow*. Begitupula dengan komponen variasi kalender yang menunjukkan adanya parameter yang signifikan, sehingga variasi kalender ini juga berpengaruh terhadap data *inflow* dan *outflow*. Nilai estimasi parameter pada variasi kalender juga menunjukkan nilai yang lebih besar dibandingkan nilai estimasi parameter pada musiman yang menunjukkan bahwa efek variasi kalender cenderung lebih dominan dalam perkembangan data *inflow* dan *outflow* baik secara total maupun pecahan. Siklus peredaran uang kartal dalam periode tertentu baik tahunan, bulanan, atau mingguan menunjukkan kecenderungan naik atau turun yang menggambarkan permintaan/kebutuhan masyarakat akan uang tunai pada waktu-waktu tertentu. Umumnya kecenderungan permintaan uang meningkat, misalnya, pada hari libur panjang atau hari raya keagamaan mengikuti perilaku konsumsi masyarakat yang cenderung meningkat pada waktu tersebut. Demikian pula terjadi pada akhir tahun sampai dengan tahun baru. Secara bulanan permintaan uang biasanya meningkat menjelang akhir bulan sampai dengan awal bulan sesuai dengan waktu pembayaran gaji karyawan (Sigalingging, Setiawan, & Sihaloho, 2004). Analisis berikutnya adalah membandingkan antara data aktual dengan data forecast untuk mengidentifikasi kebaikan model. Hal tersebut dapat diketahui melalui grafik pemodelan regresi *time series* data *inflow* dan *outflow* KBS Jawa Barat untuk data *training* dan *testing* sesuai dengan model sebelumnya ditunjukkan oleh Gambar 4.10.



Gambar 4.10 Perbandingan Data Aktual dan Data Prediksi Model Regresi *Time Series* Pada *Inflow* dan *Outflow* KBS Jawa Barat

Visualisasi melalui *time series plot* perbandingan data aktual dengan data *forecast* dengan menggunakan model regresi *time series* mengindikasikan bahwa model yang dihasilkan mampu mengikuti pola data *inflow* maupun *outflow* total pada ketiga KBS di Jawa Barat. Data *forecast* mengikuti pola fluktuatif dari data terutama pada variasi kalender. Namun, hasil *forecast* untuk model regresi *time series* tidak mampu menangkap pola-pola yang lebih signifikan. Mengindikasikan bahwa variabel *dummy* tren, musiman dan variasi kalender tidak mampu menangkap pola yang acak. Diperlukan analisis dengan menggunakan angka untuk mengetahui kebaikan model yang lebih akurat yang dapat diindikasikan dengan nilai RMSEP dan sMAPEP pada Tabel 4.8.

Tabel 4. 8 Nilai Keباikan Model *Inflow* dan *Outflow* Jawa Barat dengan Metode Regresi *Time Series*

Kriteria Keباikan	Data	Bandung		Cirebon		Tasikmalaya		
		<i>Training</i>	<i>Testing</i>	<i>Training</i>	<i>Testing</i>	<i>Training</i>	<i>Testing</i>	
RMSEP	<i>Inflow</i>	Rp100,000	442437,83	1353739,00	139134,82	377768,31	101496,60	290080,03
		Rp50,000	277781,54	622355,09	88178,82	175228,60	57439,14	197565,55
		Rp5,000	277781,54	2400857,52	4565,83	8298,91	2897,27	8349,66
		Rp2,000	5312,98	13189,04	2182,02	2888,27	1733,86	2895,75
		Total	691143,25	1624563,00	220810,17	487820,85	157499,25	580863,25
	<i>Outflow</i>	Rp100,000	332105,21	780850,91	82812,78	437427,31	91973,17	253790,12
		Rp50,000	221958,72	543054,39	55614,92	240782,89	60805,38	155422,38
		Rp5,000	12434,72	66929,39	2475,52	14092,02	1738,48	7114,20
		Rp2,000	5603,21	30234,31	1165,85	4328,52	615,03	2601,31
		Total	515563,98	515563,98	127363,98	732597,32	129308,75	410168,17
sMAPEP (%)	<i>Inflow</i>	Rp100,000	25,94	53,23	23,82	57,91	44,39	29,65
		Rp50,000	20,25	37,76	15,74	34,98	27,65	37,04
		Rp5,000	20,25	5387,78	18,60	30,69	16,07	27,32
		Rp2,000	42,69	59,39	40,95	28,32	22,97	31,23
		Total	21,45	37,71	18,35	40,34	32,51	35,06
	<i>Outflow</i>	Rp100,000	52,26	71,50	254,19	54,40	240,93	238,99
		Rp50,000	953,52	76,38	54,80	69,50	164,24	683,53
		Rp5,000	169,22	332,20	106,63	194,83	42,72	610,55
		Rp2,000	132,22	409,18	392,89	284,66	43,27	535,13
		Total	43,29	72,05	63,56	58,30	103,88	228,76

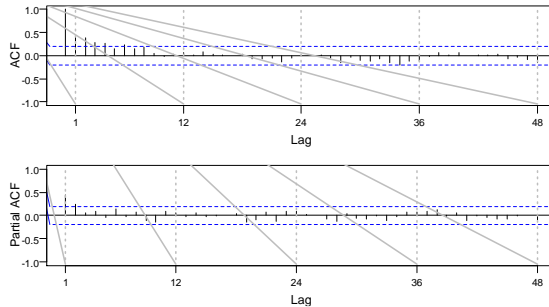
4.2.2 Model ARIMAX *Inflow* dan *Outflow* uang kartal di wilayah Jawa Barat

Autoregressive Moving Average with Exogeneous Variable (ARIMAX) merupakan pengembangan dari model ARIMA. Pada model ARIMAX, variabel *dummy* yang digunakan sama seperti pada model regresi *time series*. Sebelum pemodelan ARIMAX dilakukan, maka hal yang harus dilakukan adalah pemodelan regresi *time series* jika residual tidak memenuhi asumsi *white noise* (independen dan identik) dan normalitas maka dilakukan analisis lanjutan menggunakan pemodelan ARIMAX. Cek diagnosa yang dilakukan untuk residual regresi *time series* menginginkan uji *Ljung-Box* (asumsi *white noise*) dan uji Kolmogorov-smirnof (normalitas). Berikut merupakan hasil pengujian regresi *time series* pada data residual *inflow* total KBS Cirebon di wilayah Jawa Barat.

Tabel 4.9 Pengujian *Ljung-Box* Residual *Time Series Regression* untuk Total *Inflow* di KBS Cirebon

<i>Lag</i>	χ^2	<i>Nilai p</i>
6	58.43486	<0,0001
12	65.45479	<0,0001
18	66.47503	<0,0001
24	70.83883	<0,0001
30	75.99517	<0,0001
36	93.35751	<0,0001
42	94.90943	<0,0001
48	102.54373	<0,0001

Berdasarkan Tabel 4.9 diketahui bahwa nilai P residual regresi *time series* untuk data total *inflow* di KBS Cirebon pada keseluruhan berada di bawah tingkat signifikansi. Hal ini mengindikasikan bahwa model tidak memenuhi asumsi *white noise* atau tidak independen dan tidak identik. Sehingga, residual regresi *time series* dapat dimodelkan kembali dengan menggunakan model ARIMA. Plot ACF dan PACF dari residual regresi *time series* data total *inflow* di KBS Cirebon ditampilkan pada Gambar 4.11.



Gambar 4.11 Plot ACF dan PACF Data Residual Regresi *Time Series* Data *Inflow* KBS Cirebon

Berdasarkan Gambar 4.11 dapat diketahui bahwa plot ACF *dies down* dan plot PACF signifikan pada *lag* pertama dan ke-2 sehingga model penduga untuk plot tersebut adalah ARIMAX (2,0,0). Selanjutnya, dilakukan pemodelan ARIMA dengan melakukan kombinasi dari *lag* yang signifikan dan diperoleh estimasi parameter ARIMA pada data residual regresi *time series* data *inflow* total di KBS Cirebon sesuai Tabel 4.10.

Tabel 4.10 Estimasi Parameter Model ARIMAX untuk Data *Inflow* Total di KBS Cirebon

	<i>Estimate</i>	Standar Error	<i>Z-value</i>	Nilai P
ϕ_1	0,33641	0,10183	3,3036	0,00095
ϕ_2	0,29109	0,10552	2,7586	0,00580

Berdasarkan Tabel 4.10 diketahui bahwa nilai P berada dibawah tingkat signifikansi, mengindikasikan bahwa estimasi parameter memenuhi kondisi stasioneritas dan analisis dapat dilanjutkan. model ARIMAX yang dihasilkan untuk data total *inflow* di KBS Cirebon adalah sebagai berikut.

$$\begin{aligned} \hat{Z}_t^{(2)} = & 9533t + 1026338M_{1,t} + 579551M_{2,t} + 571106M_{3,t} + 473973M_{4,t} + 507521,1M_{5,t} + 505073M_{6,t} \\ & + 755354M_{7,t} + 631397M_{8,t} + 466590M_{9,t} + 629768M_{10,t} + 566951M_{11,t} + 379819M_{12,t} \\ & + 1590963V_{1,t} + 171356V_{2,t} + 624823V_{3,t} - 144266V_{4,t} + 447963V_{1,t+1} + 324946V_{2,t+1} \\ & - 554747V_{3,t+1} + 1086770V_{4,t+1} + \hat{\varepsilon}_t^{(2)} \end{aligned}$$

dengan

$$\hat{\varepsilon}_t^{(2)} = 0,33641\hat{\varepsilon}_{t-1} + 0,29109\hat{\varepsilon}_{t-2}.$$

Kemudian, untuk mengetahui kebaikan model dilakukan pengujian *white noise* dan normalitas. Pengujian selanjutnya adalah normalitas dengan menggunakan Kolmogorov-smirnof yang ditampilkan oleh Tabel 4.11 dan *white noise* dengan menggunakan *Ljung-Box* yang ditampilkan oleh Tabel 4.12 sebagai berikut.

Tabel 4.11 Pengujian Asumsi Normalitas Residual ARIMAX untuk Data *Inflow* Total di KBS Cirebon

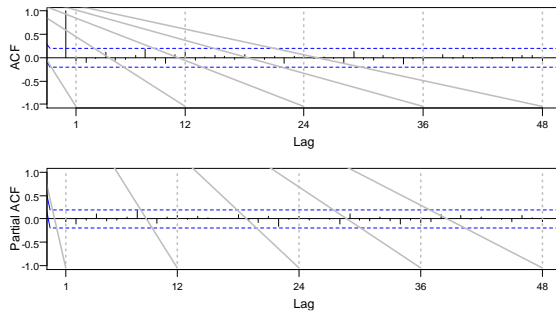
Nilai KS	Nilai P
0,095905	0,3139

Tabel 4.12 Pengujian *Ljung-Box* Residual ARIMAX untuk Data *Inflow* Total di KBS Cirebon

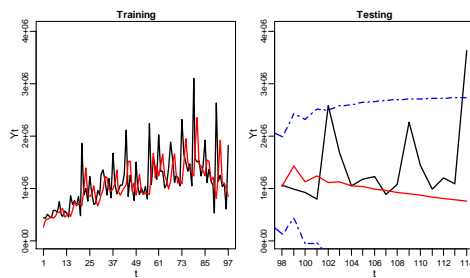
Lag	χ^2	Nilai P
6	3,35714	0,066914
12	11,4606	0,119752
18	12,9027	0,455358
24	15,5665	0,685975
30	20,0131	0,746139
36	24,3020	0,798032
42	25,6174	0,920772
48	28,7979	0,952379

Berdasarkan Tabel 4.11 diketahui bahwa Nilai P berada di atas tingkat signifikan atau lebih dari 0,05 yaitu sebesar 0,3139 mengindikasikan bahwa residual ARIMAX memenuhi asumsi normalitas atau berdistribusi normal. Pada Tabel 4.12 dapat diketahui bahwa keseluruhan *lag* berada diatas tingkat signifikan (5%) mengindikasikan bahwa model ARIMAX telah memenuhi asumsi *white noise*. Berikut merupakan visualisasi plot ACF dan PACF hasil residual model ARIMAX yang ditampilkan oleh Gambar 4.12 serta hasil perbandingan data aktual dan data prediksi

dari pemodelan ARIMAX pada data *inflow* total di KBS Semarang ditampilkan melalui *time series* plot pada Gambar 4.13 berikut.



Gambar 4.12 Plot ACF dan PACF Data Residual ARIMAX untuk Data *Inflow* KBS Cirebon



Gambar 4.13 Perbandingan Data Aktual dan Prediksi Model ARIMAX untuk Data *Inflow* KBS Cirebon

Berdasarkan Gambar 4.12 dapat diketahui bahwa pada plot ACF dan PACF residual ARIMAX tidak terdapat *lag* yang signifikan, sehingga dapat diketahui bahwa model telah stasioner. Berdasarkan Gambar 4.13 dapat diketahui bahwa model ARIMAX yang digunakan mampu memodelkan pola data yang mengandung tren, musiman bulan, dan efek variasi kalender dengan cukup baik. Berikut merupakan model yang digunakan untuk data *inflow* dan *outflow* di KBS Wilayah Jawa Barat ditampilkan oleh Tabel 4.13.

Tabel 4.13 Model untuk Data *Inflow* dan *Outflow* di KBS Wilayah Jawa Barat

	Data	Model	White Noise	DN	
<i>Inflow</i>	$Z_t^{(1)}$	Rp100,000	ARIMAX([1,2,4],0,0)	Ya	Ya
		Rp50,000	ARIMAX(3,0,0)	Ya	Ya
		Rp5,000	<i>Time Series Regression</i>	Tidak	Ya
		Rp2,000	ARIMAX(1,0,0)	Ya	Ya
		Total	ARIMAX([1,2,4],0,0)	Ya	Ya
	$Z_t^{(2)}$	Rp100,000	ARIMAX(2,0,0)	Ya	Ya
		Rp50,000	ARIMAX(2,0,0)	Ya	Ya
		Rp5,000	ARIMAX(1,0,0)	Ya	Ya
		Rp2,000	ARIMAX([1,4],0,0)	Ya	Ya
		Total	ARIMAX(2,0,0)	Ya	Ya
	$Z_t^{(3)}$	Rp100,000	ARIMAX([1,4],0,0)	Ya	Ya
		Rp50,000	ARIMAX([1,3,4],0,0)	Ya	Ya
		Rp5,000	ARIMAX(1,0,0)	Ya	Ya
		Rp2,000	ARIMAX(1,0,0)	Ya	Ya
		Total	ARIMAX([1,3,4],0,0)	Ya	Ya
<i>Outflow</i>	$Z_t^{(1)}$	Rp100,000	ARIMAX (3,0,0)	Ya	Ya
		Rp50,000	ARIMAX ([2,3],0,0)	Ya	Ya
		Rp5,000	<i>Time Series Regression</i>	Ya	Ya
		Rp2,000	ARIMAX(2,0,0)	Ya	Ya
		Total	ARIMAX(3,0,0)	Ya	Ya
	$Z_t^{(2)}$	Rp100,000	ARIMAX([2,3],0,0)	Ya	Ya
		Rp50,000	ARIMAX([2,11],0,0)	Ya	Ya
		Rp5,000	<i>Time Series Regression</i>	Ya	Tidak
		Rp2,000	<i>Time Series Regression</i>	Ya	Tidak
		Total	ARIMAX([2,3,11],0,0)	Ya	Ya
	$Z_t^{(3)}$	Rp100,000	ARIMAX([11,12],0,0)	Ya	Ya
		Rp50,000	ARIMAX(3,0,0)	Ya	Ya
		Rp5,000	<i>Time Series Regression</i>	Ya	Tidak
		Rp2,000	<i>Time Series Regression</i>	Ya	Ya
		Total	<i>Time Series Regression</i>	Ya	Ya

Nilai RMSEP dan sMAPEP model ARIMAX pada pemodelan data *inflow* dan *outflow* pada empat KBS di Jawa Barat diberikan pada Tabel 4.14.

Tabel 4.14 Nilai RMSEP dan sMAPEP pada keseluruhan data *Inflow* dan *Outflow* di KBI Wilayah Jawa Barat

Kriteria Kebijakan	Data	Bandung		Cirebon		Tasikmalaya		
		<i>Training</i>	<i>Testing</i>	<i>Training</i>	<i>Testing</i>	<i>Training</i>	<i>Testing</i>	
RMSEP	<i>Inflow</i>	Rp100,000	733685,70	1246978,00	299859,10	424538,43	190470,60	440647,53
		Rp50,000	599662,50	757273,35	179251,60	304697,76	97959,46	252049,92
		Rp5,000	-	-	8037,50	18962,70	5825,21	13580,32
		Rp2,000	11101,86	17451,45	3243,17	6229,12	2726,38	4959,62
		Total	1696257,00	2183919,00	474235,90	899472,53	282122,90	801281,23
	<i>Outflow</i>	Rp100,000	347496,50	499090,79	200500,10	670229,40	125923,20	284822,88
		Rp50,000	640151,60	1315643,00	140020,50	362989,87	121368,00	213929,77
		Rp5,000	-	-	-	-	-	-
		Rp2,000	29722,04	59493,19	-	-	-	-
		Total	2009220,00	4168755,00	321446,80	1068427,00	-	-
sMAPEP (%)	<i>Inflow</i>	Rp100,000	24,53	30,42	28,82	31,83	38,82	49,45
		Rp50,000	24,15	20,63	21,98	26,49	29,79	39,31
		Rp5,000	-	-	27,09	56,87	23,43	57,66
		Rp2,000	24,25	48,85	57,00	45,66	23,17	43,56
		Total	26,56	22,92	24,52	30,80	32,35	42,57
	<i>Outflow</i>	Rp100,000	265,20	105,22	1257,64	50,47	189,78	159,08
		Rp50,000	218,70	54,86	80,58	69,45	114,22	177,06
		Rp5,000	-	-	-	-	-	-
		Rp2,000	365,30	93,17	-	-	-	-
		Total	61,48	71,60	80,36	65,64	-	-

4.2.3 Pemodelan Data *Inflow* dan *Outflow* wilayah Jawa Barat dengan GSTARX

Pemodelan *Generalized Space Time Autoregressive with Exogeneous Variable* (GSTARX) merupakan pemodelan dengan menggunakan pendekatan multivariat. GSTARX merupakan model yang digunakan untuk memodelkan dan meramalkan data *sation-temporal* dimana mengasumsikan parameter waktu yang berbeda untuk setiap lokasi. Dalam melakukan pemodelan GSTAR, tahapan yang harus dilakukan adalah menentukan bobot lokasi yang digunakan. Dalam penelitian ini bobot lokasi yang digunakan adalah Bobot-bobot lokasi tersebut diantaranya bobot seragam, bobot biner, dan bobot *invers* jarak. Pembobotan *invers* jarak menggunakan jarak fisik yang diukur dengan *google map*. Kantor Bank Sentral di Wilayah Jawa Barat memiliki tiga lokasi yaitu terdiri dari Bandung, Cirebon dan Tasikmalaya. Sebagai ilustrasi, diberikan peta lokasi Kantor Bank Sentral sebagai berikut.



Gambar 4.14 Jaringan Distribusi Persebaran Uang Bank Sentral

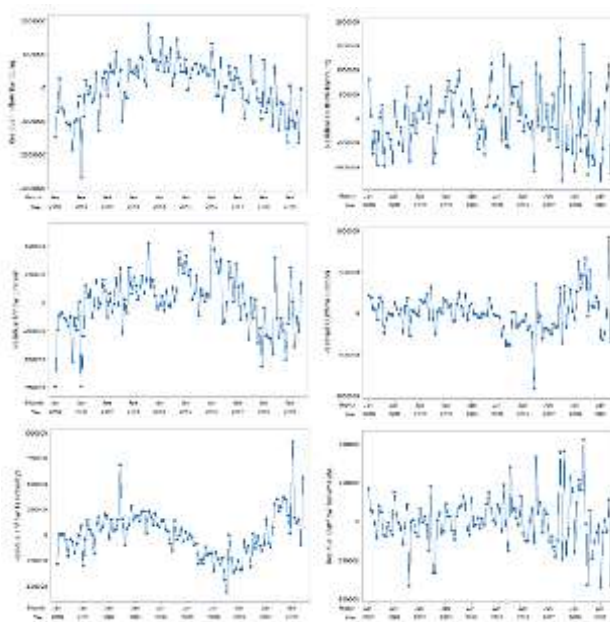
Data *inflow* dan *outflow* pada ketiga KBS di wilayah Jawa Barat diduga saling berhubungan. Untuk mengetahui hubungan data *inflow* dan *outflow* antar KBS di Jawa Barat baik secara total maupun pecahan dalam dilakukan analisis melalui pengujian korelasi *pearson*. Berikut merupakan Analisis korelasi ketiga KBS di wilayah Jawa Barat yang ditampilkan oleh Tabel 4.15.

Tabel 4.15 Nilai Koefisien Korelasi *Pearson* Data *Inflow* dan *Outflow* di KBS Wilayah Jawa Barat

<i>Inflow</i>				<i>Outflow</i>			
Total				Total			
	$Z_t^{(1)}$	$Z_t^{(2)}$	$Z_t^{(3)}$		$Z_t^{(1)}$	$Z_t^{(2)}$	$Z_t^{(3)}$
$Z_t^{(1)}$	1			$Z_t^{(1)}$	1		
$Z_t^{(2)}$	0,931	1		$Z_t^{(2)}$	0,900	1	
$Z_t^{(3)}$	0,764	0,747	1	$Z_t^{(3)}$	0,926	0,886	1
Rp100.000				Rp100.000			
	$Z_t^{(1)}$	$Z_t^{(2)}$	$Z_t^{(3)}$		$Z_t^{(1)}$	$Z_t^{(2)}$	$Z_t^{(3)}$
$Z_t^{(1)}$	1			$Z_t^{(1)}$	1		
$Z_t^{(2)}$	0,921	1		$Z_t^{(2)}$	0,865	1	
$Z_t^{(3)}$	0,764	0,719	1	$Z_t^{(3)}$	0,892	0,859	1
Rp50.000				Rp50.000			
	$Z_t^{(1)}$	$Z_t^{(2)}$	$Z_t^{(3)}$		$Z_t^{(1)}$	$Z_t^{(2)}$	$Z_t^{(3)}$
$Z_t^{(1)}$	1			$Z_t^{(1)}$	1		
$Z_t^{(2)}$	0,912	1		$Z_t^{(2)}$	0,883	1	
$Z_t^{(3)}$	0,705	0,692	1	$Z_t^{(3)}$	0,878	0,843	1
Rp5.000				Rp5.000			
	$Z_t^{(1)}$	$Z_t^{(2)}$	$Z_t^{(3)}$		$Z_t^{(1)}$	$Z_t^{(2)}$	$Z_t^{(3)}$
$Z_t^{(1)}$	1			$Z_t^{(1)}$	1		
$Z_t^{(2)}$	0,807	1		$Z_t^{(2)}$	0,957	1	
$Z_t^{(3)}$	0,740	0,804	1	$Z_t^{(3)}$	0,973	0,979	1
Rp2.000				Rp2.000			
	$Z_t^{(1)}$	$Z_t^{(2)}$	$Z_t^{(3)}$		$Z_t^{(1)}$	$Z_t^{(2)}$	$Z_t^{(3)}$
$Z_t^{(1)}$	1			$Z_t^{(1)}$	1		
$Z_t^{(2)}$	0,699	1		$Z_t^{(2)}$	0,961	1	
$Z_t^{(3)}$	0,746	0,732	1	$Z_t^{(3)}$	0,966	0,969	1

Berdasarkan Tabel 4.15 dapat diketahui bahwa nilai koefisien korelasi *pearson* untuk data *inflow* dan *outflow* di tiga lokasi KBS di Jawa Barat cukup tinggi, baik secara total maupun pecahan. Nilai koefisien korelasi pada keseluruhan data menunjukkan angka yang signifikan dimana tidak sama dengan 0.

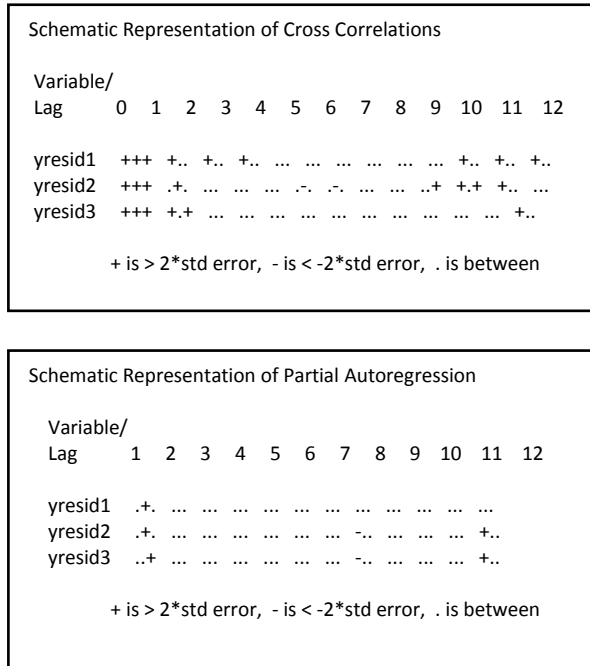
Mengindikasikan bahwa data *inflow* dan *outflow* antar KBS di Jawa Barat saling berhubungan dan diindikasikan adanya efek dependensi lokasi. Sehingga, dalam penelitian ini diperlukan pemodelan dengan menggunakan efek spasial dengan model GSTAR. Pada pemodelan GSTARX ini terdapat dua tahapan. Tahapan pertama yaitu memodelkan data dengan regresi *time series* untuk menghilangkan efek *dummy* tren, musiman, dan variasi kalender. Kemudian dilanjutkan ke tahapan kedua adalah memodelkan residual regresi *time series* dengan menggunakan GSTAR secara bersamaan pada ketiga lokasi KBS di Jawa Barat. Berikut merupakan visualisasi *time series* plot residual regresi *time series* data *inflow* dan *outflow* total ketiga lokasi KBS di Jawa barat yang ditampilkan pada Gambar 4.15.



Gambar 4. 15 *Time Series Plot* untuk Residual *Time Series Regression Model* untuk Data *Inflow* dan *Outflow* Total di KBS Jawa Barat

Berdasarkan Gambar 4.15 dapat diketahui bahwa Residual regresi *time series* menunjukkan bahwa pola data residual telah

stasioner dikarenakan mendekati nilai rata-rata 0. Penentuan orde pada GSTARX didasarkan pada plot MPCCF dari masing-masing residual regresi *time series* pada keempat lokasi. Berikut merupakan visualisasi plot MCCF dan MPCCF residual *time series regression* data *inflow* Total di KBS Jawa Barat.



Gambar 4.16 Plot MCCF dan MPCCF Residual Regresi *Time Series* Data *Inflow* Pecahan Rp2.000,00 Total KBS di Jawa Barat

Berdasarkan Gambar 4.16 dapat diketahui bahwa nilai-nilai korelasi silang yang ditunjukkan oleh plot MCCF memiliki pola yang *cut off* pada *lag-lag* tertentu. Mengindikasikan bahwa data residual regresi *time series* pada data *inflow* total telah stasioner. Pada plot MPCCF dapat diketahui bahwa pada *lag* 1 terdapat tiga lokasi yang signifikan yaitu KBS Bandung, Cirebon dan Tasikmalaya. Sedangkan pada *lag-lag* lainnya tidak terdapat lokasi yang signifikan secara bersamaan. Sehingga orde GSTAR yang digunakan untuk memodelkan residual regresi *time series* data

inflow total KBS di Jawa Barat adalah GSTARX (1₁). Berikut merupakan model GSTARX untuk data *inflow* dan *outflow* di KBS wilayah Jawa Barat.

Tabel 4.16 Model GSTARX pada Data *Inflow* dan *Outflow* KBS di Jawa Barat

	Data	Model
<i>Inflow</i>	Rp2.000	GSTARX(1 ₁)
	Rp5.000	GSTARX(1 ₁)
	Rp50.000	GSTARX(2 ₁)
	Rp100.000	GSTARX(1 ₁)
	Total	GSTARX(2 ₁)
<i>Outflow</i>	Rp2.000	GSTARX(1 ₁)
	Rp5.000	GSTARX(1 ₁)
	Rp50.000	GSTARX(2 ₁)
	Rp100.000	GSTARX(1 ₁)
	Total	GSTARX(2 ₁)

Estimasi parameter yang digunakan dalam pemodelan GSTARX ini adalah *Generalized Least Square* (GLS). Sedangkan bobot GSTAR yang digunakan adalah bobot seragam (*uniform*), bobot biner, dan bobot *invers* jarak.

a. Pemodelan GSTARX dengan Bobot *Uniform*

Bobot lokasi seragam memberikan nilai bobot yang sama untuk setiap lokasi KBS di wilayah Jawa Barat dengan mengasumsikan bahwa KBS Bandung, KBS Cirebon dan KBS Tasikmalaya bersifat homogen. Berikut merupakan Estimasi parameter GSTARX dengan menggunakan bobot seragam pada data *inflow* Total di KBS wilayah Jawa Barat yang ditampilkan oleh Tabel 4.17. Batas signifikansi yang digunakan adalah sebesar 5%.

Tabel 4.17 Estimasi Parameter GSTARX Bobot Seragam Data *Inflow* Pecahan Rp2.000,00 di KBS wilayah Jawa Barat

KBS	Parameter	Koefisien	SE	t-Value	Nilai P
$Z_t^{(1)}$	ϕ_{10}^1	0,83913	0,09403	8,92419	<0,0001
	ϕ_{11}^1	0,29801	0,31649	0,94159	0,0348
$Z_t^{(2)}$	ϕ_{20}^1	0,46812	0,08344	5,61047	<0,0001
	ϕ_{21}^1	0,23968	0,04287	5,59063	<0,0001
$Z_t^{(3)}$	ϕ_{30}^1	0,43749	0,08785	4,98001	<0,0001
	ϕ_{31}^1	0,21523	0,03829	5,62144	<0,0001

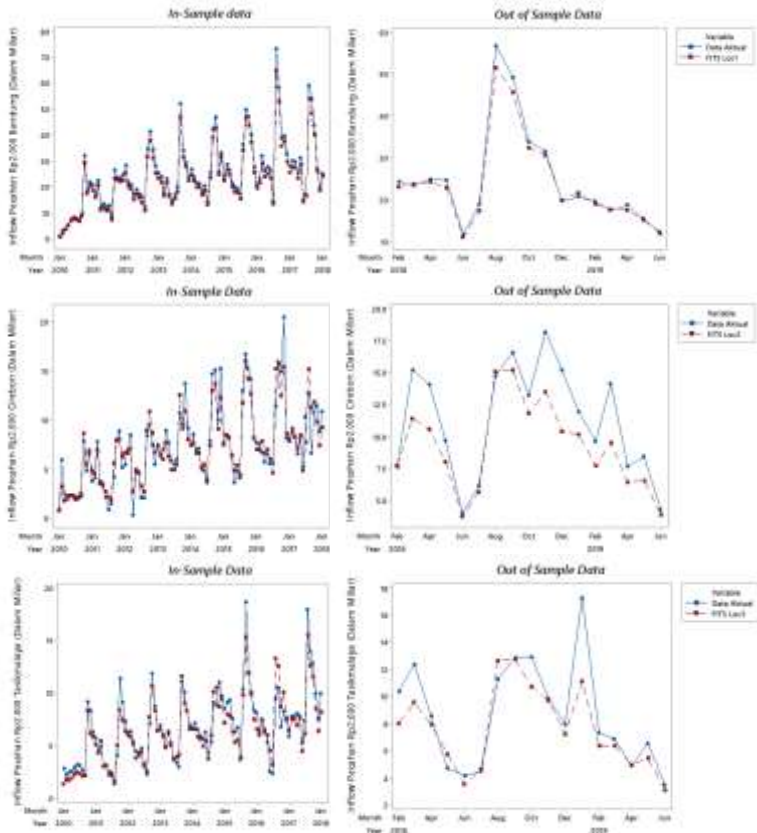
Berdasarkan Tabel 4.17 dapat diketahui keseluruhan parameter di KBS wilayah Jawa Barat memiliki nilai $P < 0,05$ mengindikasikan bahwa KBS Bandung, Cirebon dan Tasikmalaya telah signifikan secara parameter waktu maupun lokasi. Hal ini sesuai dengan Plot MPCCF pada Gambar 4.16 bahwa pada *lag* 1 terdapat 3 lokasi yang signifikan secara bersamaan yaitu Bandung, Cirebon dan Tasikmalaya. Sehingga diperoleh persamaan model GSTARX dengan bobot seragam (*uniform*) pada data *inflow* total di Jawa Barat sebagai berikut.

$$\begin{bmatrix} \hat{Z}_t^{(1)} \\ \hat{Z}_t^{(2)} \\ \hat{Z}_t^{(3)} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 231,23 & 0 & 0 \\ 0 & 75,31 & 0 \\ 0 & 0 & 58,485 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} t^{(1)} \\ t^{(2)} \\ t^{(3)} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 10788,15 & 0 & 0 \\ 0 & 2909,22 & 0 \\ 0 & 0 & 3853,455 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} M_{1,t}^{(1)} \\ M_{1,t}^{(2)} \\ M_{1,t}^{(3)} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} -11174,53 & 0 & 0 \\ 0 & -942,04 & 0 \\ 0 & 0 & -3146,120 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} V_{4,t+1}^{(1)} \\ V_{4,t+1}^{(2)} \\ V_{4,t+1}^{(3)} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \hat{\varepsilon}_t^{(1)} \\ \hat{\varepsilon}_t^{(2)} \\ \hat{\varepsilon}_t^{(3)} \end{bmatrix}$$

dengan

$$\begin{bmatrix} \hat{\varepsilon}_t^{(1)} \\ \hat{\varepsilon}_t^{(2)} \\ \hat{\varepsilon}_t^{(3)} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,83913 & 0,14900 & 0,14900 \\ 0,11984 & 0,46812 & 0,11984 \\ 0,10762 & 0,10762 & 0,43749 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\varepsilon}_{t-1}^{(1)} \\ \hat{\varepsilon}_{t-1}^{(2)} \\ \hat{\varepsilon}_{t-1}^{(3)} \end{bmatrix}.$$

Berdasarkan model GSTARX yang diperoleh maka plot data perbandingan data *forecast* dan data aktual *Inflow* pecahan Rp2.000,00 KBS di Jawa Barat ditampilkan pada Gambar 4.17 sebagai berikut.



Gambar 4.17 Perbandingan Data Aktual dan *Forecast* Model GSTARX Robot *Uniform* pada Data *Inflow* Pecahan Rp2.000,00 KBS di Jawa Barat

Berdasarkan Gambar 4.17 menunjukkan bahwa plot data *forecast* model GSTARX telah mampu mengikuti pola data aktual. Hal ini disebabkan pola data *inflow* yang mengandung tren, musiman, dan variasi kalender mampu dimodelkan dengan model regresi *time series*, sedangkan pola data *inflow* yang memiliki dependensi lokasi dapat diwakili dengan model GSTAR pada residual regresi *time series*. Berikut merupakan nilai RMSEP dan sMAPEP pada model GSTARX ditampilkan oleh Tabel 4.18.

Tabel 4.18 Nilai RMSEP dan sMAPEP Data *Inflow* dan *Outflow* Jawa Barat Model GSTARX dengan Bobot *Uniform*

Kriteria Kebajikan	Data	Bandung		Cirebon		Tasikmalaya		
		<i>Training</i>	<i>Testing</i>	<i>Training</i>	<i>Testing</i>	<i>Training</i>	<i>Testing</i>	
RMSEP	<i>Inflow</i>	Rp100,000	392144,90	987483,3	104606,40	334314,50	16670379,00	213967419,70
		Rp50,000	157936,87	947811,50	49829,42	321736,80	3099289,65	207165464,90
		Rp5,000	11077,5	16953,51	2820,48	7868,02	22463,78	867825,60
		Rp2,000	2352,4342	3582,86	1324,93	2838,13	23802,88	139784,40
		Total	497829,50	2722951,41	139176,90	915728,53	19190497,00	1134780947,00
	<i>Outflow</i>	Rp100,000	646270,00	1221039,30	103980,00	373691,82	57580514,00	121497557,40
		Rp50,000	377821,80	549788,60	74753,70	163115,50	22762422,00	33296109,00
		Rp5,000	50164,30	100395,30	14863,15	35284,14	965070,00	2717530,00
		Rp2,000	23048,27	44752,10	6986,86	12977,74	231279,60	576503,30
		Total	1111913,33	1881987,67	196300,99	590801,55	114355841,00	235970295,70
sMAPEP (%)	<i>Inflow</i>	Rp100,000	13,99	10,42	14,94	10,38	14,78	18,02
		Rp50,000	7,81	5,88	9,49	4,89	7,14	10,00
		Rp5,000	11,15	17,43	9,77	17,20	9,61	20,12
		Rp2,000	8,60	10,52	21,94	22,66	13,15	18,00
		Total	10,00	7,11	11,3	6,68	9,55	12,46
	<i>Outflow</i>	Rp100,000	41,02	40,90	145,59	39,28	42,60	35,96
		Rp50,000	105,33	29,54	32,58	29,4	37,26	27,84
		Rp5,000	72,62	70,67	65,57	65,47	78,37	59,95
		Rp2,000	70,69	67,27	336,01	58,78	70,55	61,50
		Total	40,28	35,07	36,87	36,58	38,50	34,29

b. Pemodelan GSTARX dengan Bobot Biner

Pemodelan GSTARX selanjutnya adalah menggunakan bobot biner. Bobot biner mengasumsikan bahwa lokasi yang berdekatan akan bernilai 1 dan lokasi lain akan bernilai 0. Berikut merupakan hasil estimasi parameter model GSTARX dengan menggunakan bobot biner pada data *inflow* total KBS di Jawa Barat.

Tabel 4.19 Estimasi Parameter GSTARX Bobot Biner Data *Inflow* Pecahan Rp2.000,00 Total di KBS Wilayah Jawa Barat

KBS	Parameter	Koefisien	SE	t-Value	Nilai P
$Z_t^{(1)}$	ϕ_{10}^1	0,83913	0,09403	8,92419	<0,0001
	ϕ_{11}^1	0,29801	0,31649	0,94160	0,0348
$Z_t^{(2)}$	ϕ_{20}^1	0,46812	0,08344	5,61047	<0,0001
	ϕ_{21}^1	0,23968	0,04287	5,59063	<0,0001
$Z_t^{(3)}$	ϕ_{30}^1	0,43749	0,08785	4,98001	<0,0001
	ϕ_{31}^1	0,21523	0,03829	5,62144	<0,0001

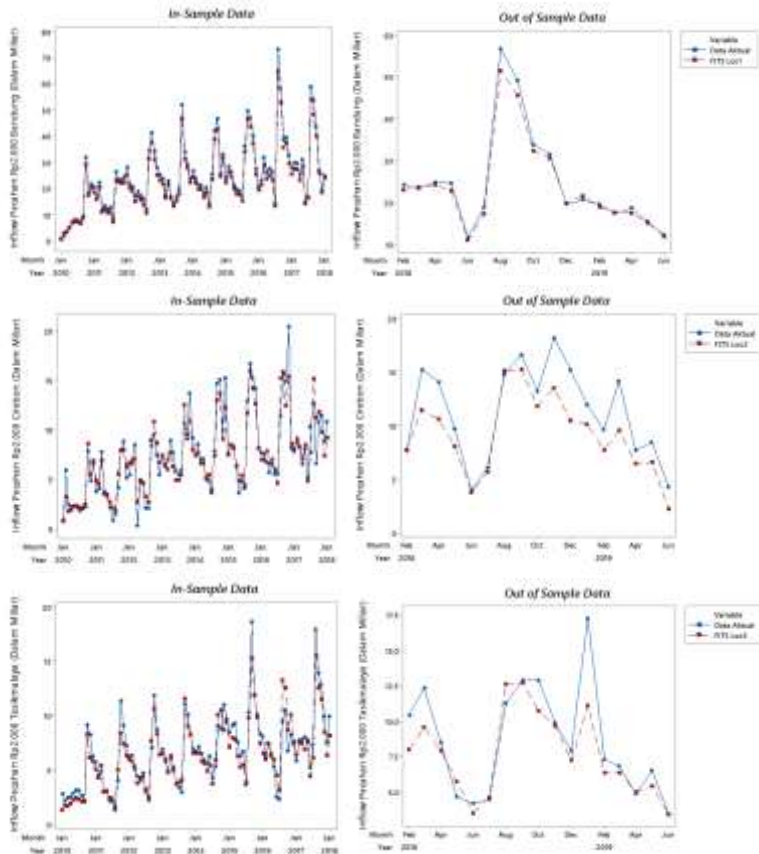
Berdasarkan Tabel 4.19 dapat diketahui bahwa keseluruhan parameter di KBS wilayah Jawa Barat telah signifikan secara parameter waktu maupun lokasi. Sehingga, diperoleh persamaan model GSTARX dengan bobot biner pada data *inflow* total di Jawa Barat sebagai berikut.

$$\begin{bmatrix} \hat{Z}_t^{(1)} \\ \hat{Z}_t^{(2)} \\ \hat{Z}_t^{(3)} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 231,23 & 0 & 0 \\ 0 & 75,31 & 0 \\ 0 & 0 & 58,485 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} t^{(1)} \\ t^{(2)} \\ t^{(3)} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 10788,15 & 0 & 0 \\ 0 & 2909,22 & 0 \\ 0 & 0 & 3853,455 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} M_{1,t}^{(1)} \\ M_{1,t}^{(2)} \\ M_{1,t}^{(3)} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} -11174,53 & 0 & 0 \\ 0 & -942,04 & 0 \\ 0 & 0 & -3146,120 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} V_{4,t+1}^{(1)} \\ V_{4,t+1}^{(2)} \\ V_{4,t+1}^{(3)} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \hat{\varepsilon}_t^{(1)} \\ \hat{\varepsilon}_t^{(2)} \\ \hat{\varepsilon}_t^{(3)} \end{bmatrix}$$

dengan

$$\begin{bmatrix} \hat{\varepsilon}_t^{(1)} \\ \hat{\varepsilon}_t^{(2)} \\ \hat{\varepsilon}_t^{(3)} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,83913 & 0,29801 & 0 \\ 0 & 0,46812 & 0,23968 \\ 0,21523 & 0 & 0,43749 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\varepsilon}_{t-1}^{(1)} \\ \hat{\varepsilon}_{t-1}^{(2)} \\ \hat{\varepsilon}_{t-1}^{(3)} \end{bmatrix}.$$

Berdasarkan model GSTARX yang diperoleh maka plot data perbandingan data *forecast* dan data aktual *Inflow* pecahan Rp2.000,00 KBS di Jawa Barat ditampilkan pada Gambar 4.18 sebagai berikut.



Gambar 4. 18 Perbandingan Data Aktual dan *Forecast* Model GSTARX Bobot Biner pada Data *Inflow* Pecahan Rp2.000,00 Total KBS di Jawa Barat

Berdasarkan Gambar 4.18 menunjukkan bahwa plot data *forecast* model GSTARX telah mampu mengikuti pola data aktual. Berikut merupakan nilai RMSEP dan SMAPEP pada model GSTARX ditampilkan oleh Tabel 4.20.

Tabel 4.20 Nilai RMSEP dan sMAPEP Data *Inflow* dan *Outflow* di KBS Wilayah Jawa Barat Model GSTARX dengan Bobot Biner

Kriteria Kebajikan	Data	Bandung		Cirebon		Tasikmalaya		
		<i>Training</i>	<i>Testing</i>	<i>Training</i>	<i>Testing</i>	<i>Training</i>	<i>Testing</i>	
RMSEP	<i>Inflow</i>	Rp100,000	392144,85	987483,33	104606,42	334314,55	16670379,42	213967419,70
		Rp50,000	157936,87	947811,50	49629,42	321736,80	3099289,65	207165464,90
		Rp5,000	11077,50	16953,51	2820,48	7868,02	22463,78	867825,60
		Rp2,000	2343,74	3582,86	1318,21	2838,13	26498,63	139784,40
		Total	497829,5	2722951	139176,9	915728,5	19190497	1134780947
	<i>Outflow</i>	Rp100,000	646270,00	1221039,30	103980,00	373691,82	57580514,00	121497557,40
		Rp50,000	377821,80	549788,60	74753,70	163115,50	22762422,00	33296109,00
		Rp5,000	50164,30	100395,30	14863,15	35284,14	965070,00	2717530,00
		Rp2,000	23048,27	44752,10	6986,86	12977,74	231279,60	576503,30
		Total	1111913,33	1881987,67	196300,99	590801,55	114355841,00	235970295,70
sMAPEP (%)	<i>Inflow</i>	Rp100,000	13,99	10,42	14,94	10,38	14,78	18,02
		Rp50,000	7,81	5,88	9,49	4,89	7,14	10,00
		Rp5,000	11,15	17,43	9,77	17,20	9,61	20,12
		Rp2,000	8,56	10,52	21,94	22,66	13,15	18,00
		Total	10	7,11	11,3	6,68	9,55	12,46
	<i>Outflow</i>	Rp100,000	41,02	40,90	145,59	39,28	42,60	35,96
		Rp50,000	105,33	29,54	32,58	29,4	37,26	27,84
		Rp5,000	70,69	67,27	336,01	58,78	70,55	61,50
		Rp2,000	72,62	70,67	65,57	65,47	78,37	59,95
		Total	40,28	35,07	36,87	36,58	38,50	34,29

c. Pemodelan GSTARX dengan *Invers* Jarak

Pembobotan dengan metode *invers* jarak dilakukan berdasarkan jarak sebenarnya antar lokasi ketiga KBS di Jawa Barat. Perhitungan bobot dengan metode *invers* jarak diperoleh dari normalisasi hasil *invers* jarak sebenarnya. Pada ilustrasi Gambar 4.14 perhitungan bobot jarak dari KBS Wilayah Jawa Barat adalah sebagai berikut. Berdasarkan Tabel 4.21 didapatkan bobot antar lokasi KBS di wilayah Jawa Barat sebagai berikut.

Tabel 4.21 Jarak antar KBS di wilayah Jawa Barat (km)

KBS	Lokasi		
	Bandung	Cirebon	Tasikmalaya
Bandung	0	$d_{bc} = 212km$	$d_{bt} = 116km$
Cirebon	$d_{cb} = 212km$	0	$d_{ct} = 109km$
Tasikmalaya	$d_{tb} = 116km$	$d_{tc} = 109km$	0

Berdasarkan Tabel 4.21 didapatkan bobot antar lokasi KBS di wilayah Jawa Barat sebagai berikut.

$$w_{bc} = \frac{\frac{1}{d_{bc}}}{\frac{1}{d_{cb}} + \frac{1}{d_{bt}}} = \frac{\frac{1}{212}}{\frac{1}{212} + \frac{1}{116}} = 0,353659$$

$$w_{tb} = \frac{\frac{1}{d_{tb}}}{\frac{1}{d_{tb}} + \frac{1}{d_{tc}}} = \frac{\frac{1}{116}}{\frac{1}{116} + \frac{1}{109}} = 0,48444444$$

$$w_{cb} = \frac{\frac{1}{d_{cb}}}{\frac{1}{d_{cb}} + \frac{1}{d_{ct}}} = \frac{\frac{1}{212}}{\frac{1}{212} + \frac{1}{109}} = 0,33956386$$

Sehingga matriks pembobot yang diperoleh dengan metode *invers* jarak adalah

$$w_{ij} = \begin{bmatrix} 0 & 0,353659 & 0,646341 \\ 0,339564 & 0 & 0,660436 \\ 0,484444 & 0,515556 & 0 \end{bmatrix}.$$

Berikut merupakan hasil estimasi parameter model GSTARX dengan bobot *invers* jarak.

Tabel 4.22 Estimasi Parameter GSTARX Bobot *Invers* Jarak Data *Inflow* Pecahan Rp2.000,00 di KBS wilayah Jawa Barat

KBS	Parameter	Koefisien	SE	<i>t-Value</i>	Nilai P
$Z_t^{(1)}$	ϕ_{10}^1	0,80252	0,09510	8,43903	<0,0001
	ϕ_{11}^1	0,43286	0,32879	1,31649	0,0191
$Z_t^{(2)}$	ϕ_{20}^1	0,45451	0,08398	5,41199	<0,0001
	ϕ_{21}^1	0,30180	0,05301	5,69371	<0,0001
$Z_t^{(3)}$	ϕ_{30}^1	0,47203	0,08991	5,25003	<0,0001
	ϕ_{31}^1	0,20432	0,03948	5,17494	<0,0001

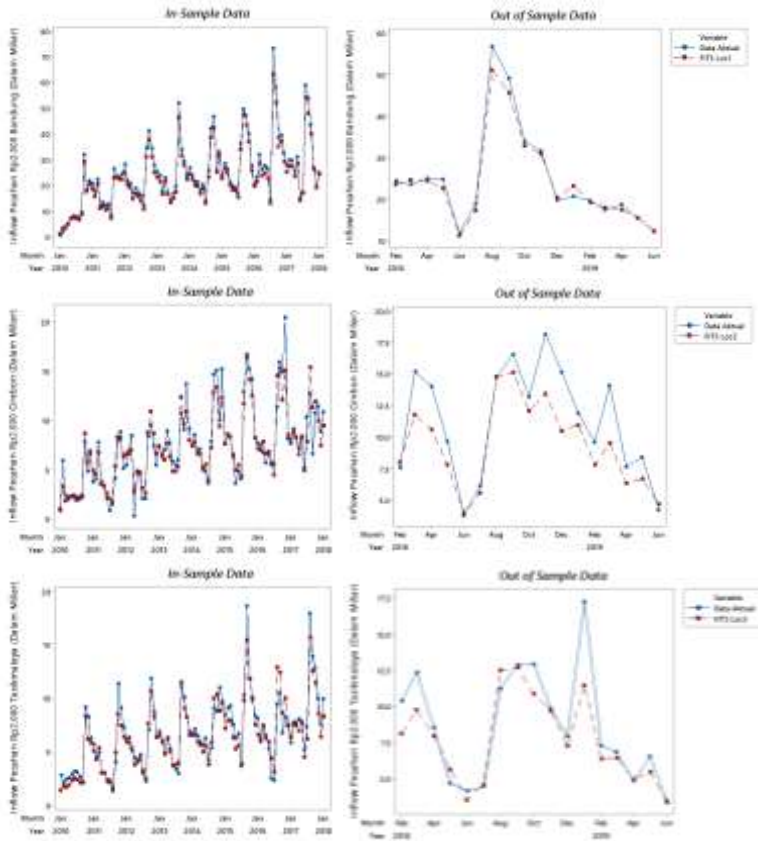
Berdasarkan Tabel 4.22 dapat diketahui bahwa keseluruhan parameter di KBS wilayah Jawa Barat telah signifikan secara parameter waktu maupun lokasi. Sehingga, diperoleh persamaan model GSTARX dengan bobot *invers* jarak pada data *inflow* total di Jawa Barat sebagai berikut.

$$\begin{bmatrix} \hat{Z}_t^{(1)} \\ \hat{Z}_t^{(2)} \\ \hat{Z}_t^{(3)} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 231,23 & 0 & 0 \\ 0 & 75,31 & 0 \\ 0 & 0 & 58,485 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} t^{(1)} \\ t^{(2)} \\ t^{(3)} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 10788,15 & 0 & 0 \\ 0 & 2909,22 & 0 \\ 0 & 0 & 3853,455 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} M_{1,t}^{(1)} \\ M_{1,t}^{(2)} \\ M_{1,t}^{(3)} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} -11174,53 & 0 & 0 \\ 0 & -942,04 & 0 \\ 0 & 0 & -3146,120 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} V_{4,t+1}^{(1)} \\ V_{4,t+1}^{(2)} \\ V_{4,t+1}^{(3)} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \hat{\varepsilon}_t^{(1)} \\ \hat{\varepsilon}_t^{(2)} \\ \hat{\varepsilon}_t^{(3)} \end{bmatrix}$$

dengan

$$\begin{bmatrix} \hat{\varepsilon}_t^{(1)} \\ \hat{\varepsilon}_t^{(2)} \\ \hat{\varepsilon}_t^{(3)} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0,80252 & 0,43286 & 0,43286 \\ 0,30180 & 0,45451 & 0,30180 \\ 0,20432 & 0,20432 & 0,47203 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \hat{\varepsilon}_{t-1}^{(1)} \\ \hat{\varepsilon}_{t-1}^{(2)} \\ \hat{\varepsilon}_{t-1}^{(3)} \end{bmatrix}.$$

Berdasarkan model GSTARX yang diperoleh maka plot data perbandingan data *forecast* dan data aktual *Inflow* pecahan Rp2.000,00 KBS di Jawa Barat ditampilkan pada Gambar 4.19 sebagai berikut.



Gambar 4.19 Perbandingan Data Aktual dan *Forecast* Model GSTARX Robot *Invers* Jarak pada Data *Inflow* Pecahan Rp2.000,00 KBS di Jawa Barat

Berdasarkan Gambar 4.19 menunjukkan bahwa plot data *forecast* model GSTARX telah mampu mengikuti pola data aktual. Berikut merupakan nilai RMSEP dan SMAPEP pada model GSTARX ditampilkan oleh Tabel 4.23.

Tabel 4.23 Nilai RMSEP dan sMAPEP Data *Inflow* dan *Outflow* Jawa Barat Model GSTARX dengan Bobot *Invers* Jarak

Kriteria Kebaikan	Data	Bandung		Cirebon		Tasikmalaya		
		<i>Training</i>	<i>Testing</i>	<i>Training</i>	<i>Testing</i>	<i>Training</i>	<i>Testing</i>	
RMSEP	<i>Inflow</i>	Rp100,000	400053	978195,29	108688,4	331809,87	16533722,00	212978180,00
		Rp50,000	161268,80	945770,4	51743,32	321164,40	2965203,00	207113006,00
		Rp5,000	11540,47	17199,66	2911,60	7782,20	44664,09	851425,10
		Rp2,000	2465,56	3692,60	1326,40	2757,98	26100,51	128599,00
		Total	507728,10	2716530,97	145378,00	913747,76	18701448,00	1134379996,00
	<i>Outflow</i>	Rp100,000	643754,04	1182869,17	101891,50	368257,42	56473557,41	118843598,40
		Rp50,000	375150,90	562870,30	74537,55	165292,90	22235726,00	33464479,00
		Rp5,000	50185,35	100444,10	14852,67	35215,29	963875,80	2704637,00
		Rp2,000	23107,01	44879,40	7023,95	12982,62	232547,50	575502,60
		Total	1104640,00	1868120,74	193884,80	588254,37	112072049,40	232260689,90
sMAPEP (%)	<i>Inflow</i>	Rp100,000	14,72	9,26	15,40	8,90	15,56	17,25
		Rp50,000	7,90	4,75	9,69	4,23	7,41	9,22
		Rp5,000	11,39	12,21	10,19	11,24	8,94	12,57
		Rp2,000	9,27	11,16	22,11	21,69	12,32	17,16
		Total	10,36	5,92	11,62	5,57	10,06	11,57
	<i>Outflow</i>	Rp100,000	40,33	39,12	143,90	38,32	42,34	35,58
		Rp50,000	101,43	31,14	33,27	29,62	34,97	26,56
		Rp5,000	70,20	70,27	64,24	66,02	77,70	60,97
		Rp2,000	68,70	66,98	334,42	58,76	70,48	62,41
		Total	40,02	34,61	36,78	36,26	37,50	33,52

4.2.4 Perbandingan Hasil Pemodelan Data *Inflow* dan *Outflow* di KBS Wilayah Jawa Barat

Dalam penelitian ini dilakukan perbandingan hasil pemodelan untuk mengetahui indeks performansi dalam model serta peramalan data *inflow* dan *outflow* di KBS wilayah Jawa Barat. Pada penentuan model terbaik dilakukan perbandingan dengan nilai RMSEP dan sMAPEP. Perbandingan yang dilakukan dalam penelitian ini adalah menggunakan nilai sMAPEP. Semakin rendahnya nilai sMAPEP mengindikasikan semakin tinggi akurasi model peramalan terhadap data aktual. Terdapat dua metode penentuan model terbaik. Metode yang pertama adalah penentuan model terbaik dilakukan dengan menganalisis nilai rata-rata pada masing-masing data yang terdapat pada ketiga lokasi KBS di wilayah Jawa Barat secara keseluruhan dan metode kedua adalah menganalisis secara individu, kemudian dipilih model dengan nilai rata-rata sMAPEP terkecil. Hasil perhitungan rata-rata RMSEP pada setiap model untuk setiap data *inflow* dan *outflow* ditampilkan pada Tabel 4.24.

KBS wilayah Jawa Barat memiliki tiga lokasi yang terdiri dari Bandung, Cirebon dan Tasikmalaya. Pengedaran uang terdiri dari kegiatan distribusi uang dan layanan kas yang dilakukan oleh Bank Sentral. Pengiriman uang yang dilakukan oleh Kantor Pusat ke Kantor Koordinator dan selanjutnya kepada Kantor Bank Sentral di daerah, dan sebaliknya. KBS Bandung yang dulunya bernama *De Javashe Bank* dirancang oleh E.H.G.H. Cuypers, Hulswit dan Fermont pada tahun 1915-1918 merupakan pusat koordinasi yang terdapat di Jawa Barat. KBS Bandung bertugas untuk melakukan pengiriman atau distribusi uang secara langsung ke KBS Cirebon, Tasikmalaya dan seluruh provinsi di Jawa Barat. Berdasarkan perhitungan nilai rata-rata pada ketiga lokasi di KBS wilayah Jawa Barat didapatkan model terbaik untuk meramalkan data *inflow* dan *outflow*. Model terbaik pada masing-masing variabel ditampilkan oleh Tabel 4.25.

Tabel 4.24 Rata-rata Nilai *Testing* sMAPEP Pemodelan *Inflow* dan *Outflow* di KBS wilayah Jawa Barat

Kriteria Kebaikan	Data	<i>Time Series Regression</i>	ARIMAX	GSTARX- Bobot <i>Uniform</i>	GSTARX- Bobot Biner	GSTARX - Bobot <i>Invers</i> Jarak	
sMAPEP (%)	<i>Inflow</i>	Rp100,000	46,93	37,23	12,94	12,94	11,80*
		Rp50,000	36,60	28,81	6,92	6,92	6,07*
		Rp5,000	1815,27	57,27	18,25	18,25	12,01*
		Rp2,000	39,65	46,02	17,06	17,06	16,67*
		Total	37,71	32,10	8,75	9,79	7,69*
	<i>Outflow</i>	Rp100,000	121,63	104,92	38,71	38,71	37,67*
		Rp50,000	276,47	100,46	28,93*	28,93*	29,11
		Rp5,000	379,19	-	65,36	62,52*	65,75
		Rp2,000	409,66	93,17	62,52*	65,36	62,72
		Total	119,70	68,62	35,31	35,31	34,80*

Keterangan:

*Nilai *error* terkecil

Berdasarkan Tabel 4.24 didapatkan perhitungan nilai rata-rata RMSEP pada masing-masing model mengindikasikan bahwa model terbaik untuk meramalkan data *inflow* dan *outflow* di Jawa Barat dengan menggunakan rata-rata umum adalah sebagai berikut.

Tabel 4.25 Model Terbaik untuk Pemodelan Data *Inflow* dan *Outflow* di KBS Wilayah Jawa Barat dengan Rata-rata secara keseluruhan

	Data	Model Terbaik
<i>Inflow</i>	Rp100,000	GSTARX Bobot <i>Invers</i> Jarak
	Rp50,000	GSTARX Bobot <i>Invers</i> Jarak
	Rp5,000	GSTARX Bobot <i>Invers</i> Jarak
	Rp2,000	GSTARX Bobot <i>Invers</i> Jarak
	Total	GSTARX Bobot <i>Invers</i> Jarak
<i>Outflow</i>	Rp100,000	GSTARX Bobot <i>Invers</i> Jarak
	Rp50,000	GSTARX Bobot <i>Uniform</i> & Biner
	Rp5,000	GSTARX Bobot Biner
	Rp2,000	GSTARX Bobot <i>Uniform</i>
	Total	GSTARX Bobot <i>Invers</i> Jarak

Berdasarkan Tabel 4.25 didapatkan model terbaik untuk meramalkan *inflow* dan *outflow* di KBS Jawa Barat secara rata-rata umum pada seluruh lokasi. Dapat diketahui juga bahwa model GSTARX dengan bobot *invers* jarak merupakan model terbaik dalam meramalkan data *inflow* baik pecahan kecil maupun pecahan besar. Model GSTARX bobot *uniform* dan biner merupakan model terbaik dalam meramalkan data *outflow* baik pecahan nominal Rp50,000,00, Rp5.000,00 dan Rp2.000,00.

Dalam analisis berikutnya digunakan model terbaik berdasarkan analisis secara individu terhadap data di masing-masing KBS wilayah Jawa Barat dengan nilai sMAPEP terkecil yang ditampilkan oleh Tabel 4.26 sebagai berikut.

Tabel 4.26 Nilai *Testing* sMAPEP Pemodelan untuk Data Individu *Inflow* dan *Outflow* Jawa Barat

Kriteria Kebaikan	Data	Bandung	Cirebon	Tasikmalaya	
sMAPEP (%)	<i>Inflow</i>	Rp100,000	9,26	8,90	17,25
		Rp50,000	4,75	4,23	9,22
		Rp5,000	12,21	11,24	12,57
		Rp2,000	10,52	21,69	17,16
		Total	5,92	5,57	11,57
	<i>Outflow</i>	Rp100,000	39,12	38,32	35,58
		Rp50,000	29,54	29,4	26,56
		Rp5,000	67,27	58,78	59,95
		Rp2,000	66,98	58,76	59,95
		Total	34,61	36,26	33,52

Berdasarkan Tabel 4.26 didapatkan perhitungan nilai rata-rata RMSEP pada masing-masing model mengindikasikan bahwa model terbaik untuk meramalkan data *inflow* dan *outflow* secara individu di Jawa Barat adalah sebagai berikut.

Tabel 4.27 Model Terbaik untuk Pemodelan Data *Inflow* dan *Outflow* di KBS Wilayah Jawa Barat secara Individu

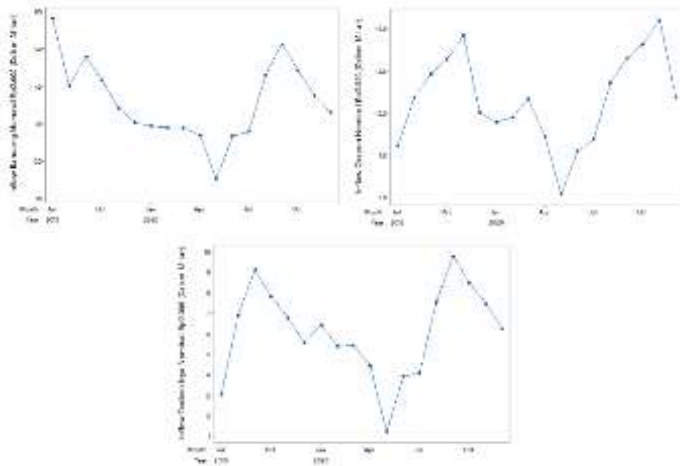
	Data	Bandung	Cirebon	Tasikmalaya
<i>Inflow</i>	Rp100,000	GSTARX	GSTARX	GSTARX
		<i>Invers Jarak</i>	<i>Invers Jarak</i>	<i>Invers Jarak</i>
	Rp50,000	GSTARX	GSTARX	GSTARX
		<i>Invers Jarak</i>	<i>Invers Jarak</i>	<i>Invers Jarak</i>
	Rp5,000	GSTARX	GSTARX	GSTARX
		<i>Invers Jarak</i>	<i>Invers Jarak</i>	<i>Invers Jarak</i>
	Rp2,000	GSTARX	GSTARX	GSTARX
Total	Biner	<i>Invers Jarak</i>	<i>Invers Jarak</i>	
<i>Outflow</i>	Rp100,000	GSTARX	GSTARX	GSTARX
		<i>Invers Jarak</i>	<i>Invers Jarak</i>	<i>Invers Jarak</i>
	Rp50,000	GSTARX	GSTARX Biner	GSTARX
		Biner		<i>Invers Jarak</i>
	Rp5,000	GSTARX	GSTARX Biner	GSTARX
		Biner		<i>uniform</i>
	Rp2,000	GSTARX	GSTARX	GSTARX
Total	<i>Invers Jarak</i>	<i>Invers Jarak</i>	Biner	
		GSTARX	GSTARX	
	<i>Invers Jarak</i>	<i>Invers Jarak</i>	<i>Invers Jarak</i>	

Berdasarkan Tabel 4.27 didapatkan model terbaik untuk meramalkan *inflow* dan *outflow* pada masing-masing lokasi di KBS wilayah Jawa Barat secara individu. Dapat diketahui juga bahwa model GSTARX dengan pembobotan *invers* jarak merupakan model terbaik untuk meramalkan sebagian besar data *inflow* maupun *outflow*. Melalui Tabel 4.27 dapat diketahui juga bahwa model GSTARX lebih baik dalam meramalkan data dibandingkan dengan model *Time Series Regression* maupun ARIMAX. Hal ini menunjukkan bahwa model GSTARX lebih mampu menangkap pola data dibandingkan dengan model lain. Pola data *inflow* dan *outflow* yang mengandung tren, musiman, dan efek variasi kalender dimodelkan dengan menggunakan regresi *time series*. Sedangkan kecenderungan data berkorelasi antar lokasi dimodelkan melalui model GSTAR.

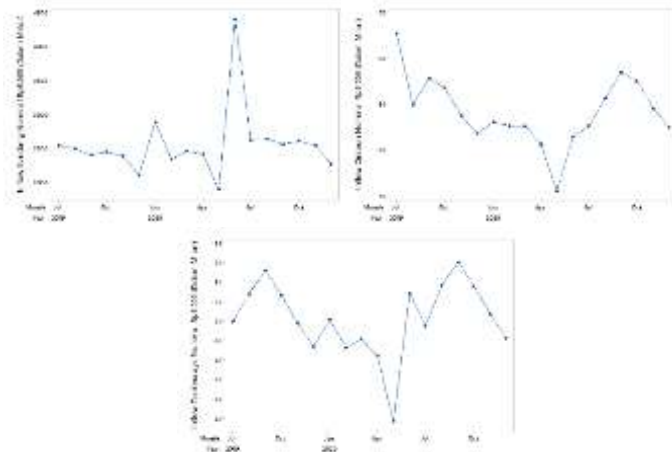
4.3 Peramalan data *Inflow* dan *Outflow* wilayah Jawa Barat Hingga Tahun 2020

Peramalan data *inflow* dan *outflow* di KBS wilayah Jawa Barat 2020 dilakukan setelah didapatkan model terbaik berdasarkan analisis secara individu pada data. Hasil peramalan untuk data *inflow* dan *outflow* untuk masing-masing KBS diberikan pada Gambar 4.20 hingga Gambar 4.29. Hasil peramalan menunjukkan bahwa nilai *inflow* dan *outflow* baik pada total maupun pecahan, KBS di Bandung memiliki nilai yang paling tinggi. Hal ini dikarenakan karena KBS Bandung bertindak sebagai pusat kegiatan Bank Sentral di Jawa Barat dan bertugas untuk melakukan pengiriman atau distribusi uang secara langsung ke KBS Cirebon, Tasikmalaya dan seluruh provinsi di Jawa Barat. Melalui Gambar 4.20 hingga Gambar 4.29 dapat diketahui juga bahwa uang pecahan besar dengan nominal Rp50.000,00 dan Rp100.000,00 maupun Total memiliki lonjakan kenaikan di bulan Januari dan saat Hari Raya Idul Fitri. Hal ini mengindikasikan terjadinya meningkatnya kebutuhan rumah tangga pada waktu tersebut yang mengakibatkan peredaran uang juga tinggi. Dalam analisis peramalan ini penulis mengasumsikan bahwa tidak terjadi *disruptive event* pada tahun berikutnya sehingga tidak terdapat

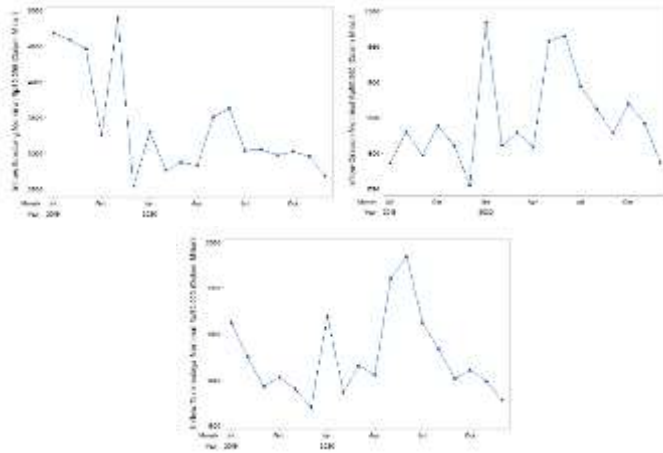
kejadian secara mendadak yang mempengaruhi berbagai sektor termasuk ekonomi dan peredaran uang.



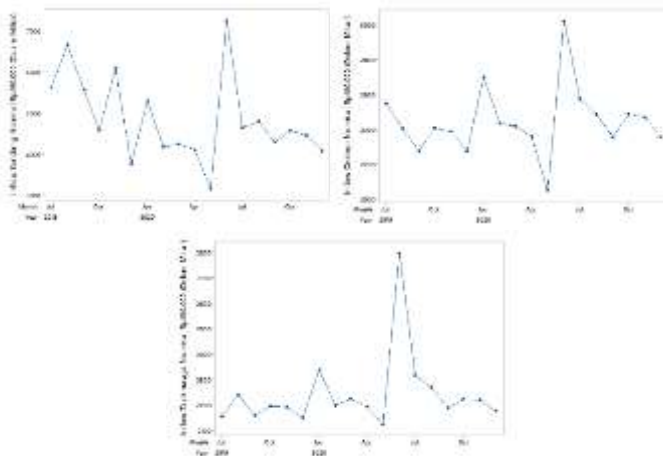
Gambar 4.20 Peramalan *Inflow* Nominal Rp2.000 pada Tiga KBS di Jawa Barat



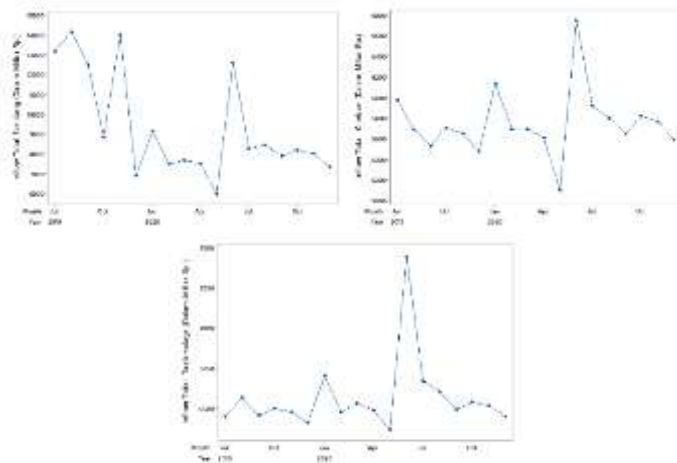
Gambar 4.21 Peramalan *Inflow* Nominal Rp5.000 pada Tiga KBS di Jawa Barat



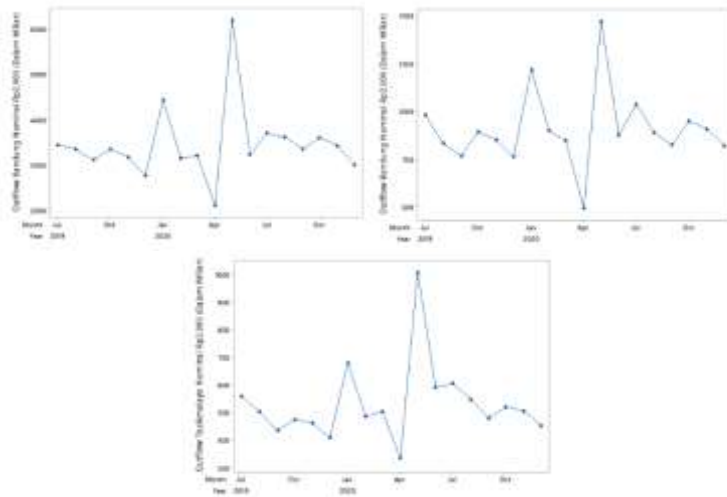
Gambar 4.22 Peramalan *Inflow* Nominal Rp50.000 pada Tiga KBS di Jawa Barat



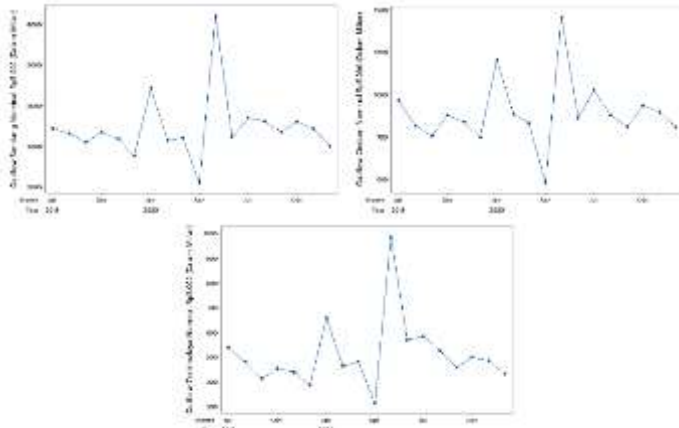
Gambar 4.23 Peramalan *Inflow* Nominal Rp100.000 pada Tiga KBS di Jawa Barat



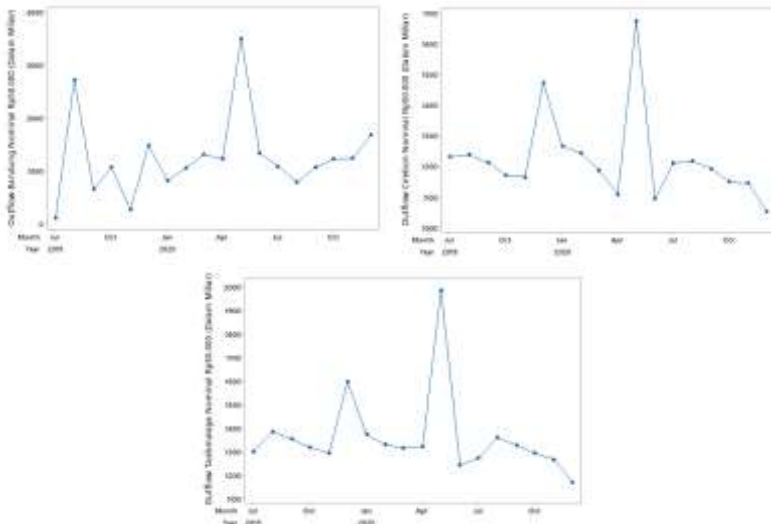
Gambar 4.24 Peramalan *Inflow* Total pada Tiga KBS di Jawa Barat



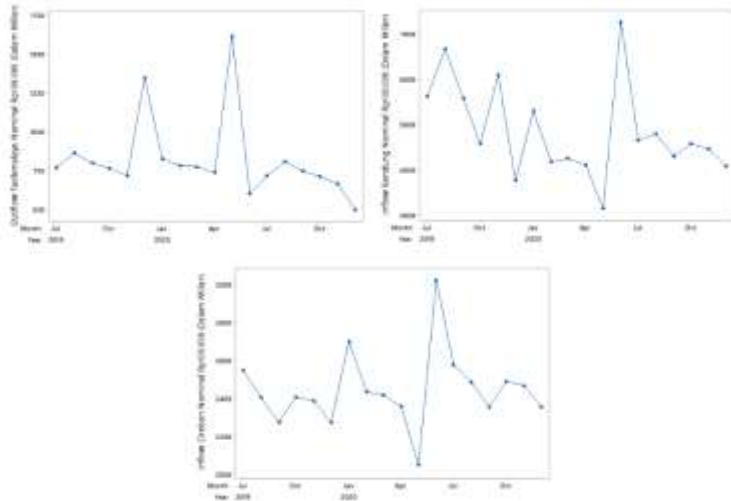
Gambar 4.25 Peramalan *Outflow* Nominal Rp2.000 pada Tiga KBS di Jawa Barat



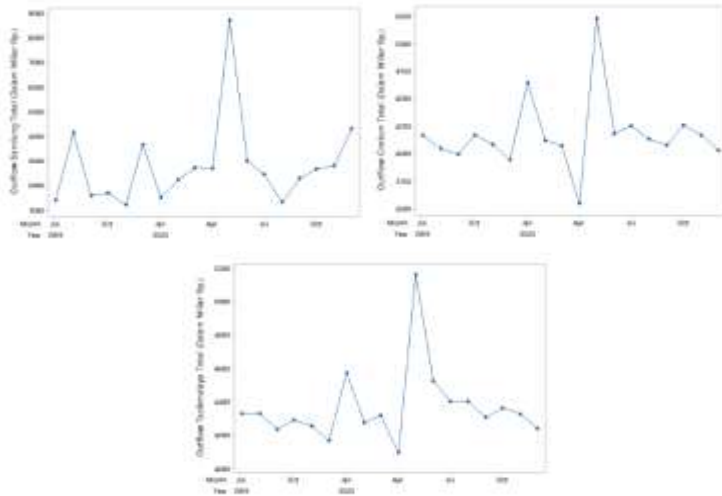
Gambar 4.26 Peramalan *Outflow* Nominal Rp5.000 pada Tiga KBS di Jawa Barat



Gambar 4.27 Peramalan *Outflow* Nominal Rp50.000 pada Tiga KBS di Jawa Barat



Gambar 4.28 Peramalan *Outflow* Nominal Rp100.000 pada Tiga KBS di Jawa Barat



Gambar 4. 29 Peramalan *Outflow* Total pada Tiga KBS di Jawa Barat

Pada peramalan data *inflow* maupun *outflow* dapat diketahui terdapat peningkatan atau kenaikan signifikan pada bulan tertentu. Tingginya angka *inflow* menunjukkan banyaknya uang

yang masuk ke kas Bank. Tingginya angka *outflow* menunjukkan banyaknya uang yang keluar dari kas bank atau beredar di masyarakat. Tingginya angka *outflow* juga menunjukkan terjadinya tingginya kebutuhan rumah tangga. Kenaikan yang terdapat pada data hasil ramalan dikaitkan dengan efek variasi kalender Hari Raya Idul Fitri. Pada tahun 2020, hari Raya Idul Fitri terjadi pada bulan Mei, sehingga pola data *inflow* yang dipengaruhi oleh *event* tersebut adalah bulan terjadinya hari raya dan bulan setelah terjadinya hari raya menyebabkan nilai *inflow* yang tinggi pada Bulan Juni. Sedangkan, terjadi peningkatan pada bulan terjadinya hari raya dan bulan sebelum terjadinya hari raya untuk nilai *outflow*. Namun dalam hasil peramalan ini diperoleh nilai *outflow* yang lebih tinggi pada bulan terjadinya hari raya. Pada data *inflow* dan *outflow* pada pecahan besar maupun pecahan kecil serta total dapat diketahui juga terjadi kenaikan di bulan Januari yang mengindikasikan bahwa terjadi peningkatan pengeluaran oleh masyarakat sehingga menyebabkan tingginya peredaran uang pada bulan tersebut. Dalam penelitian ini juga ditemukan anomali dalam hasil peramalan *inflow* pecahan kecil nominal Rp2.000,00 dan Rp5.000,00 dimana terdapat penurunan signifikan pada bulan terjadinya Hari Raya Idul Fitri serta terjadi kenaikan yang signifikan pada bulan berikutnya.

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BAB V KESIMPULAN DAN SARAN

5.1 Kesimpulan

Kesimpulan yang diperoleh dari hasil analisis yang telah dilakukan adalah sebagai berikut.

1. Dalam penelitian ini dilakukan analisis untuk memodelkan dan meramalkan data *inflow* dan *outflow* yang terdiri dari pecahan dengan nominal Rp2.000,00, Rp5.000,00, Rp50.000,00 dan Rp100.000,00 serta total. Hasil analisis karakteristik data didapatkan bahwa pecahan besar seperti nominal Rp100.000 dan Rp50.000,00 memiliki nilai *mean* dan nilai standar deviasi yang lebih tinggi serta kondisi yang lebih fluktuatif dibandingkan pecahan kecil seperti nominal Rp5.000,00 dan Rp2.000,00. Hal ini menunjukkan bahwa peredaran uang dengan nominal besar jauh lebih banyak dibandingkan peredaran uang yang lebih kecil serta menunjukkan tingginya permintaan terhadap uang pecahan besar di masyarakat.
2. Hasil analisis pada penelitian ini menunjukkan bahwa model GSTARX dengan pembobotan biner, *uniform* dan *invers* jarak merupakan model terbaik untuk meramalkan data *inflow* dan *outflow* baik total, pecahan kecil maupun pecahan besar. Model GSTARX mampu menangkap pola data lebih baik daripada model lainnya. Pola data *inflow* dan *outflow* yang mengandung tren, musiman, dan efek variasi kalender dimodelkan dengan menggunakan regresi *time series*. Sedangkan pola data berkorelasi antar lokasi dimodelkan melalui model GSTARX. Hal ini mengindikasikan bahwa terdapat efek dependensi lokasi atau terdapat hubungan antar KBS di wilayah Jawa Barat. Model GSTARX dengan pembobotan *invers* jarak merupakan pembobotan terbaik dikarenakan memiliki proporsi terbanyak dalam memodelkan data *inflow* maupun *outflow*.
3. Pada tahun 2020, diramalkan terjadi kenaikan nilai *inflow* pada bulan setelah terjadinya Hari Raya Idul Fitri yaitu bulan Juni. Sedangkan, kenaikan nilai *outflow* akan terjadi pada bulan

terjadinya Hari Raya Idul Fitri yaitu bulan Mei. Hal ini juga mengindikasikan pola konsumsi masyarakat yang meningkat pada bulan terjadinya Hari Raya Idul Fitri yang menyebabkan tingginya peredaran uang di masyarakat. Pasca lebaran, masyarakat cenderung akan menyimpan kembali uangnya ke bank dimana hal ini diindikasikan dengan tingginya nilai *inflow* pada bulan setelah terjadinya Hari Raya Idul Fitri.

5.2 Saran

Berdasarkan kesimpulan yang diperoleh, dapat dirumuskan saran sebagai pertimbangan penelitian selanjutnya yaitu:

1. Ditemukan anomali pada hasil penelitian dan pengujian distribusi normal. Hal ini dikarenakan bahwa terdapat *outlier* pada data serta pola non linier pada data yang tidak terbaca oleh model linier yang digunakan dalam penelitian ini. Sehingga, dalam penelitian selanjutnya dapat digunakan model non linier untuk dibandingkan pada hasil analisis.
2. Penelitian ini mengasumsikan bahwa tidak terjadi *disruptive event* pada tahun yang diramalkan dan analisis hanya berdasarkan data yang telah ada di masa lalu. Sehingga, dalam penelitian selanjutnya diperlukan faktor-faktor lain yang mempengaruhi data penelitian guna menambah akurasi hasil peramalan.

DAFTAR PUSTAKA

- Bank for International Settlement. (2010). *Central Bank Governance and Financial Stability*.
- Bank Indonesia. (2001). *Peraturan Bank Indonesia: Nomor 3/17/PBI/2001 Tentang Laporan Berkala Bank Umum*. Jakarta: Bank Indonesia.
- Bank Indonesia. (2012). *Surat Edaran Bank Indonesia Nomor 14/29/Dpu Tanggal 16 Oktober 2012 Perihal Tata Cara Penitipan Sementara Surat yang Berharga dan Barang Berharga Pada Bank Indonesia*. Jakarta: Bank Indonesia.
- Bank Indonesia. (2017). *Kajian Ekonomi dan Keuangan Regional Provinsi Jawa Barat November 2017*. Bandung: Bank Indonesia.
- Bank Indonesia. (2017). *Metadata: Indikator Pengedaran Uang*. Jakarta: Bank Indonesia.
- Bank Indonesia. (2018). *Kajian Ekonomi dan Keuangan Regional Provinsi Jawa Barat November 2018*. Bandung: Bank Indonesia.
- Bank Indonesia. (2019). *Laporan Perekonomian Provinsi Jawa Barat November 2019*. Bandung: Bank Indonesia.
- Borovkova, S. A., Lopuhaa, H. P., & Nurani, B. (2002). Generalized STAR Model with Experimental Weights. In M Stasinopoulos & G Touloumi (Eds). *17th International Workshop on Statistical Modelling*, (pp. 139-147).
- Borovkova, S., Lopuhaa, S., & Rucjana, B. (2008). Consistency and Asymptotic Normality of Least Squares Estimators in Generalized STAR Models. *Statistica Neerlandica*, 482-508.
- Bowerman, B. L., O'Connell, R. T., & Koehler, A. B. (2005). *Forecasting, Time Series, and Regression*. United States of America: Curt Hinrichs.
- Box, G. E., Jenkins, G. M., & Reinsel, G. C. (1994). In W. S. Wei, *Time Series Analysis: Forecasting and Control. Third Edition*. Englewood Cliffs: Prentice Hall.

- Box, G. E., Jenkins, G. M., & Reinsel, G. C. (2008). *Time Series Analysis Forecasting and Control Four Edition*. New Jersey: John Wiley & Sons, Inc.
- Brockwell, P. J., & Davis, R. A. (2002). *Introduction Time Series and Forecasting. Second Edition*. New York: Springer Verlag.
- Endharta, A. J., & Suhartono. (2009). Short Term Electricity Load Demand Forecasting in Indonesia by Using Double Seasonal Recurrent Neural Networks. *International Journal of Mathematics Models and Methods In Applied Sciences*, 3.
- Faizah, L. A., & Setiawan. (2013). Pemodelan Inflasi di Kota Semarang, Yogyakarta, dan Surakarta dengan Pendekatan GSTAR. *Sains dan Seni POMITS*, Vol 2, pp. 317-322.
- Greene, W. H. (2002). *Econometric Analysis*. Upper Saddle River, New York: Prentice Hall.
- Hapsari, R. (2017). *Pengembangan Ramalan Interval pada Model GSTARx untuk Peramalan Indeks Harga Konsumen Kelompok Bahan Makanan*. Surabaya: Tesis, Program Magister, Institut Teknologi Sepuluh Nopember.
- Hyndman, R. J., & Koehler, A. B. (2006). *Another Look at Measures of Forecast Accuracy*. *International Journal of Forecasting*, 679-688.
- Juliyanto. (2017). *Peramalan Inflow dan Outflow Uang Kartal di Provinsi Jawa Barat Menggunakan Hybrid ARIMAX-NN dan GARCH*. Surabaya: Institut Teknologi Sepuluh Nopember.
- Karomah, A., & Suhartono. (2014). Peramalan Netflow Uang Kartal dengan Model Variasi Kalender dan Model Autoregressive Distributed Lag (ARDL). *Sains dan Seni POMITS Vol 3*, 103-108.
- Nasution, D. (2010, July). *Menghantarkan Bank Indonesia Bangkit: Pemikiran tentang Peran dan Fungsi Bank Sentral dalam Era Pembangunan Ekonomi Indonesia Pasca Krisis*. (B. Nasution, Performer) Jakarta, Jawa Barat, Indonesia.

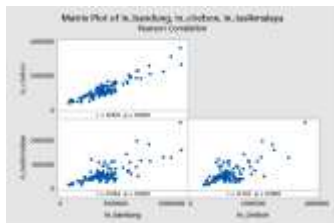
- Nurhayati, N., Pasaribu, U. S., & Neswan, O. (2012). Application of Generalized Space-Time Autoregressive Modden on GDP Data in West European Country. *Probability and Statistics*, Vol. 12, pp. 1-16.
- Rachmawati, N. I., Setiawan, & Suhartono. (2015). Peramalan Inflow dan Outflow Uang Kartal di Indonesia di Wilayah Jawa Tengah dengan Menggunakan Metode ARIMA, Time Series Regression. *Jurnal Sains dan Seni ITS*, dan ARIMAX, 323-329.
- Sari, S. W. (2016). *Perkembangan dan Pemikiran Uang dari Masa ke Masa*, 41.
- Sigalingging, H., Setiawan, E., & Sihaloho, H. D. (2004). *Kebijakan Pengedaran Uang di Indonesia*. Jakarta: Bank Indonesia.
- Suhartono, & Atok, R. M. (2005). Perbandingan Antara Model GSTAR dan VARMA Untuk Peramalan Data Deret Waktu dan Lokasi. *Seminar Nasional Statistika 2005*, 1-10.
- Suhartono, & Subanar. (2006). The Optimal Determination of Space Weight in GSTAR Model by Using Cross-Correlation Inference. *Jurnal of Quantitative Methods*, 2(2): 45-53.
- Suhartono, Lee, M. H., & Hamzah, N. A. (2010). Calendar Variation Model Based on Time Series Regression for Sales Forecasts: The Ramadhan Effects. *The Regional Conference on Statistical Sciences*, (pp. 30-41).
- Suhartono, Prasetyo, D. D., Kuswanto, H., & Lee, M. H. (2018). Comparison between VAR, GSTAR, FFNN-VAR and FFNN-GSTAR Models for Forecasting Oil Production. *International Collaboration Research, project No. 693/PKS/ITS/2017*, 110.
- Wahyuningrum, S. (2014). *Model GSTAR-SUR untuk Peramalan Data SpatioTemporal*. Laporan Tesis. Surabaya: Institut Teknologi Sepuluh Nopember.
- Wei, W. W. (2006). *Time Series Analysis Univariate and Multivariate Methods* (2nd ed.). United States of America: Pearson Education, Inc.

- Wijayanti, D. G. (2017). *Peramalan Pecahan Inflow dan Outflow Uang Kartal di Provinsi Bali Menggunakan Hybrid ARIMAX-Neural Networks-GARCH*. Surabaya: Institut Teknologi Sepuluh Nopember.
- Wijayanti, R., Haryono, & Prasetyo, D. D. (2010). Pemodelan Time Series Data Produksi Listrik di PT PJB Unit Pembangkitan Listrik. *Digital Library ITS*, 3-4.
- Wulansari, R. E., & Suhartono. (2015). Peramalan Netflow Uang Kartal dengan Metode ARIMAX dan Radial Basis Function Network (Studi Kasus di Bank Indonesia). *Jurnal Sains dan Seni ITS*, D73-D7.
- Wutsqa, D. U., & Suhartono. (2010). Seasonal Multivariate Time Series Forecasting on Tourism Data by Using VAR-GSTAR Model. *Jurnal Ilmu Dasar*, 101-109.
- Zellner, A. (1962). An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Tests of Aggregation Bias. *Journal of the American Statistical Association*, 348-368.

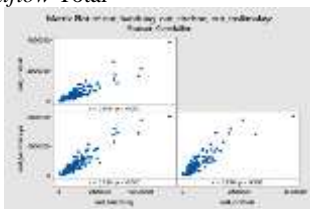
LAMPIRAN

Lampiran 1. Data Penelitian

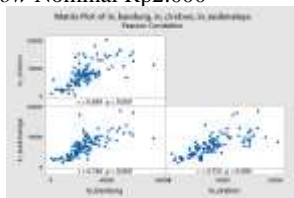
Tahun	Bulan	Variabel	T _t	S ₁	...	S ₁₂	V _{1(t)}	V _{1(t+1)}	V _{2(t)}	V _{2(t+1)}	V _{3(t)}	V _{3(t+1)}	V _{4(t)}	V _{4(t+1)}
2010	Januari	893881.5	1	1	...	0	0	0	0	0	0	0	0	0
...
2011	Januari	489891.1	13	1	...	0	0	0	0	0	0	0	0	0
...
2012	Januari	2032157.1	25	1	...	0	0	0	0	0	0	0	0	0
...
2013	Januari	3022662	37	1	...	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2014
2015	Januari	3661266.9	61	1	...	0	0	0	0	0	0	0	0	0
2016
2017	Januari	3988019.6	85	1	...	0	0	0	0	0	0	0	0	0
..
2018	Februari	2432087.7	98	0	...	0	0	0	0	0	0	0	0	0
..
2019	Juni	3762908	114	0	...	0	1	0	1	0	0	0	0	0

Lampiran 2. Matrix Plot Korelasi Pada data *Inflow* dan *Outflow***Pairwise Pearson Correlations**

Sample 1	Sample 2	Correlation	95% CI for ρ	P-Value
in_cirebon	in_bandung	0.931	(0.901, 0.952)	0.000
in_tasikmalaya	in_bandung	0.764	(0.675, 0.831)	0.000
in_tasikmalaya	in_cirebon	0.747	(0.653, 0.819)	0.000

Matrix Plot Korelasi *Outflow* Total**Pairwise Pearson Correlations**

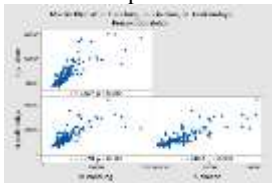
Sample 1	Sample 2	Correlation	95% CI for ρ	P-Value
out_cirebon	out_bandung	0.900	(0.859, 0.930)	0.000
out_tasikmalaya	out_bandung	0.926	(0.894, 0.948)	0.000
out_tasikmalaya	out_cirebon	0.886	(0.839, 0.920)	0.000

Matrix Plot Korelasi *Inflow* Nominal Rp2.000**Pairwise Pearson Correlations**

Sample 1	Sample 2	Correlation	95% CI for ρ	P-Value
in_cirebon	in_bandung	0.699	(0.591, 0.782)	0.000
in_tasikmalaya	in_bandung	0.746	(0.651, 0.818)	0.000
in_tasikmalaya	in_cirebon	0.732	(0.633, 0.807)	0.000

Lampiran 2. Matrix Plot Korelasi Pada data *Inflow* dan *Outflow* (Lanjutan)

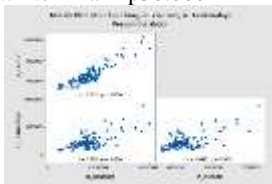
Matrix Plot Korelasi *Inflow* Nominal Rp5.000



Pairwise Pearson Correlations

Sample 1	Sample 2	Correlation	95% CI for ρ	P-Value
in_cirebon	in_bandung	0.807	(0.731, 0.863)	0.000
in_tasikmalaya	in_bandung	0.740	(0.643, 0.813)	0.000
in_tasikmalaya	in_cirebon	0.804	(0.727, 0.860)	0.000

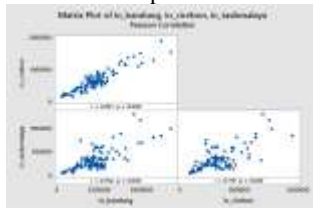
Matrix Plot Korelasi *Inflow* Nominal Rp50.000



Pairwise Pearson Correlations

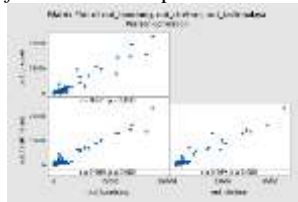
Sample 1	Sample 2	Correlation	95% CI for ρ	P-Value
in_cirebon	in_bandung	0.912	(0.874, 0.938)	0.000
in_tasikmalaya	in_bandung	0.705	(0.598, 0.787)	0.000
in_tasikmalaya	in_cirebon	0.692	(0.582, 0.777)	0.000

Matrix Plot Korelasi *Inflow* Nominal Rp100.000

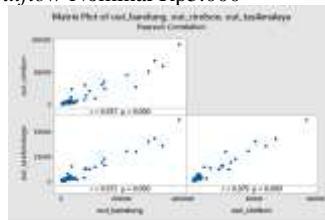


Pairwise Pearson Correlations

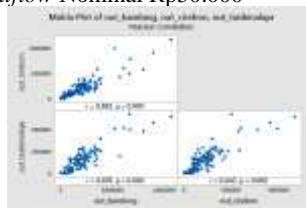
Sample 1	Sample 2	Correlation	95% CI for ρ	P-Value
in_cirebon	in_bandung	0.921	(0.888, 0.945)	0.000
in_tasikmalaya	in_bandung	0.764	(0.675, 0.831)	0.000
in_tasikmalaya	in_cirebon	0.719	(0.617, 0.798)	0.000

Lampiran 2. Matrix Plot Korelasi Pada data *Inflow* dan *Outflow* (Lanjutan)Matrix Plot Korelasi *Outflow* Nominal Rp2.000**Pairwise Pearson Correlations**

Sample 1	Sample 2	Correlation	95% CI for ρ	P-Value
out_cirebon	out_bandung	0.961	(0.944, 0.973)	0.000
out_tasikmalaya	out_bandung	0.966	(0.951, 0.977)	0.000
out_tasikmalaya	out_cirebon	0.969	(0.956, 0.979)	0.000

Matrix Plot Korelasi *Outflow* Nominal Rp5.000**Pairwise Pearson Correlations**

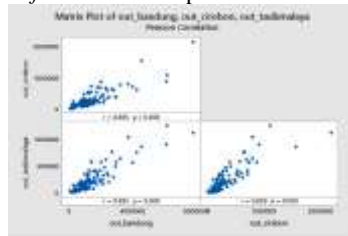
Sample 1	Sample 2	Correlation	95% CI for ρ	P-Value
out_cirebon	out_bandung	0.957	(0.939, 0.970)	0.000
out_tasikmalaya	out_bandung	0.973	(0.961, 0.981)	0.000
out_tasikmalaya	out_cirebon	0.979	(0.969, 0.985)	0.000

Matrix Plot Korelasi *Outflow* Nominal Rp50.000**Pairwise Pearson Correlations**

Sample 1	Sample 2	Correlation	95% CI for ρ	P-Value
out_cirebon	out_bandung	0.883	(0.834, 0.918)	0.000
out_tasikmalaya	out_bandung	0.878	(0.828, 0.914)	0.000
out_tasikmalaya	out_cirebon	0.843	(0.780, 0.889)	0.000

Lampiran 2. Matrix Plot Korelasi Pada data *Inflow* dan *Outflow* (Lanjutan)

Matrix Plot Korelasi *Outflow* Nominal Rp100.000

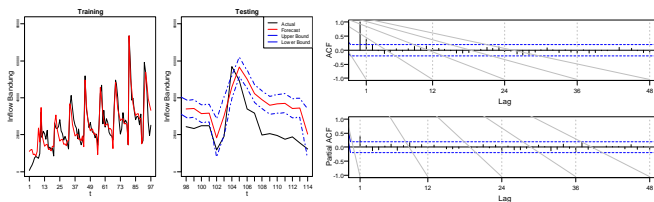


Pairwise Pearson Correlations

Sample 1	Sample 2	Correlation	95% CI for ρ	P-Value
out_cirebon	out_banding	0.865	(0.811, 0.905)	0.000
out_tasikmalaya	out_banding	0.892	(0.847, 0.924)	0.000
out_tasikmalaya	out_cirebon	0.859	(0.801, 0.900)	0.000

Lampiran 3. Hasil output RStudio *Time Series Regression Model* untuk Data *Inflow* dan *Outflow* di KBS wilayah Jawa Barat

Hasil *output* RStudio *Time Series Regression Model* untuk *Inflow* Bandung Nominal Rp2.000



Lampiran 3. Hasil *output* RStudio *Time Series Regression Model* untuk Data *Inflow* dan *Outflow* di KBS wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

Hasil *output* RStudio *Time Series Regression Model* untuk *Inflow* Bandung Nominal Rp2.000

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
xDummy.T	231.23	22.67	10.200	6.94e-16	***
xDummy.M.C1_1	10788.15	2288.41	4.714	1.08e-05	***
xDummy.M.C1_2	11216.11	2344.84	4.783	8.28e-06	***
xDummy.M.C1_3	11382.61	2354.57	4.834	6.81e-06	***
xDummy.M.C1_4	8383.87	2364.48	3.546	0.000674	**
xDummy.M.C1_5	8418.13	2374.57	3.545	0.000676	**
xDummy.M.C1_6	7188.73	2419.80	2.971	0.003974	**
xDummy.M.C1_7	9412.88	2734.95	3.442	0.000943	***
xDummy.M.C1_8	21856.20	3089.37	7.075	6.35e-10	***
xDummy.M.C1_9	32322.88	2827.43	11.432	< 2e-16	***
xDummy.M.C1_10	25553.17	2533.69	10.085	1.14e-15	***
xDummy.M.C1_11	17542.06	2438.62	7.193	3.79e-10	***
xDummy.M.C1_12	13963.77	2449.87	5.700	2.17e-07	***
xDummy.Cvt.V1.t.	-13081.39	6585.30	-1.986	0.050589	.
xDummy.Cvt.V1.t.1.	33021.70	6714.58	4.918	4.93e-06	***
xDummy.Cvt.V2.t.	-18436.57	4795.83	-3.844	0.000249	***
xDummy.Cvt.V2.t.1.	6716.89	4630.35	1.451	0.151000	.
xDummy.Cvt.V3.t.	-12336.50	4765.80	-2.589	0.011543	*
xDummy.Cvt.V3.t.1.	-3168.77	4762.66	-0.665	0.507849	.
xDummy.Cvt.V4.t.	-12897.60	3853.83	-3.347	0.001274	**
xDummy.Cvt.V4.t.1.	-11174.53	3927.55	-2.845	0.005702	**

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 313800 on 76 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.9731, Adjusted R-squared: 0.9657

F-statistic: 131.1 on 21 and 76 DF, p-value: < 2.2e-16

LB.result	statistics	p.value
6	20.36363	6.403523e-06
12	26.09372	4.846112e-04
18	29.68856	5.221106e-03
24	33.24545	2.251897e-02
30	43.66914	1.180682e-02
36	48.38618	2.415707e-02
42	51.69538	5.494345e-02
48	56.60171	7.989621e-02

One-sample Kolmogorov-Smirnov test

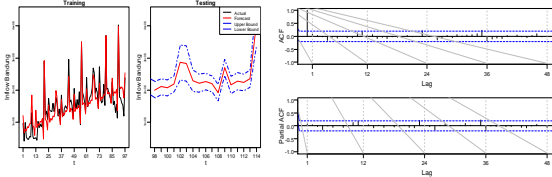
data: resi.TSR

D = 0.08219, p-value = 0.5028

alternative hypothesis: two-sided

Lampiran 3. Hasil *output* RStudio *Time Series Regression Model* untuk Data *Inflow* dan *Outflow* di KBS wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

Hasil *output* RStudio *Time Series Regression Model* untuk *Inflow* Bandung Nominal Rp5.000



Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
xDummy.T	13841	1185	11.678	< 2e-16	***
xDummy.M.C1_1	1197944	119647	10.012	1.57e-15	***
xDummy.M.C1_2	644873	122597	5.260	1.29e-06	***
xDummy.M.C1_3	742647	123106	6.033	5.46e-08	***
xDummy.M.C1_4	688543	123624	5.570	3.69e-07	***
xDummy.M.C1_5	798741	124151	6.434	1.00e-08	***
xDummy.M.C1_6	762555	126516	6.027	5.58e-08	***
xDummy.M.C1_7	853362	142993	5.968	7.15e-08	***
xDummy.M.C1_8	853406	161524	5.283	1.17e-06	***
xDummy.M.C1_9	762665	147828	5.159	1.92e-06	***
xDummy.M.C1_10	797017	132471	6.017	5.84e-08	***
xDummy.M.C1_11	721136	127500	5.656	2.60e-07	***
xDummy.M.C1_12	427924	128088	3.341	0.00130	**
xDummy.Cvt.V1.t.	1750422	344303	5.084	2.58e-06	***
xDummy.Cvt.V1.t.1.	75014	351062	0.214	0.83137	
xDummy.Cvt.V2.t.	955438	250743	3.810	0.00028	***
xDummy.Cvt.V2.t.1.	-63658	242091	-0.263	0.79330	
xDummy.Cvt.V3.t.	691384	249173	2.775	0.00695	**
xDummy.Cvt.V3.t.1.	555362	249009	2.230	0.02868	*
xDummy.Cvt.V4.t.	-650415	201492	-3.228	0.00184	***
xDummy.Cvt.V4.t.1.	1872404	205347	9.118	7.93e-14	***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 313800 on 76 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.9731, Adjusted R-squared: 0.9657
F-statistic: 131.1 on 21 and 76 DF, p-value: < 2.2e-16

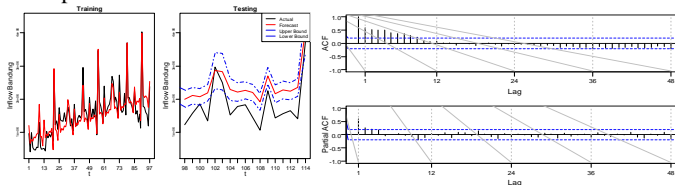
LB.result

	statistics	p.value
6	144.0114	0
12	176.2901	0
18	177.6801	0
24	179.6970	0
30	182.9220	0
36	202.2488	0
42	225.5498	0
48	253.9625	0

One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data: resi.TSR
D = 0.077404, p-value = 0.5794
alternative hypothesis: two-sided

Lampiran 3. Hasil *output* RStudio *Time Series Regression Model* untuk Data *Inflow* dan *Outflow* di KBS wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

Hasil *output* RStudio *Time Series Regression Model* untuk *Inflow* Bandung Nominal Rp50.000



Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
xDummy.T	13841	1185	11.678	< 2e-16	***
xDummy.M.C1_1	1197944	119647	10.012	1.57e-15	***
xDummy.M.C1_2	644873	122597	5.260	1.29e-06	***
xDummy.M.C1_3	742647	123106	6.033	5.46e-08	***
xDummy.M.C1_4	688543	123624	5.570	3.69e-07	***
xDummy.M.C1_5	798741	124151	6.434	1.00e-08	***
xDummy.M.C1_6	762555	126516	6.027	5.58e-08	***
xDummy.M.C1_7	853362	142993	5.968	7.15e-08	***
xDummy.M.C1_8	853406	161524	5.283	1.17e-06	***
xDummy.M.C1_9	762665	147828	5.159	1.92e-06	***
xDummy.M.C1_10	797017	132471	6.017	5.84e-08	***
xDummy.M.C1_11	721136	127500	5.656	2.60e-07	***
xDummy.M.C1_12	427924	128088	3.341	0.00130	**
xDummy.Cvt.V1.t.	1750422	344303	5.084	2.58e-06	***
xDummy.Cvt.V1.t.1.	75014	351062	0.214	0.83137	
xDummy.Cvt.V2.t.	955438	250743	3.810	0.00028	***
xDummy.Cvt.V2.t.1.	-63658	242091	-0.263	0.79330	
xDummy.Cvt.V3.t.	691384	249173	2.775	0.00695	**
xDummy.Cvt.V3.t.1.	555362	249009	2.230	0.02868	*
xDummy.Cvt.V4.t.	-650415	201492	-3.228	0.00184	**
xDummy.Cvt.V4.t.1.	1872404	205347	9.118	7.93e-14	***

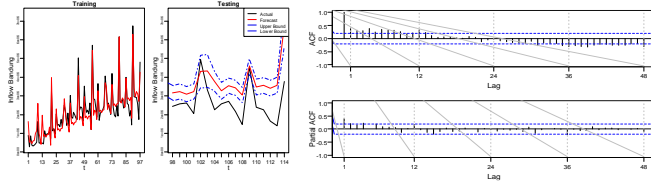
 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
 Residual standard error: 313800 on 76 degrees of freedom
 Multiple R-squared: 0.9731, Adjusted R-squared: 0.9657
 F-statistic: 131.1 on 21 and 76 DF, p-value: < 2.2e-16

LB.result	statistics	p.value
6	144.0114	0
12	176.2901	0
18	177.6801	0
24	179.6970	0
30	182.9220	0
36	202.2488	0
42	225.5498	0
48	253.9625	0

One-sample kolmogorov-smirnov test
 data: resi.TSR
 D = 0.077404, p-value = 0.5794
 alternative hypothesis: two-sided

Lampiran 3. Hasil *output* RStudio *Time Series Regression Model* untuk Data *Inflow* dan *Outflow* di KBS wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

Hasil *output* RStudio *Time Series Regression Model* untuk *Inflow* Bandung Nominal Rp100.000



Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
xDummy.T	27388	1888	14.509	< 2e-16	***
xDummy.M.C1_1	1615079	190568	8.475	1.35e-12	***
xDummy.M.C1_2	469925	195266	2.407	0.018531	*
xDummy.M.C1_3	518275	196077	2.643	0.009969	**
xDummy.M.C1_4	353267	196902	1.794	0.076770	.
xDummy.M.C1_5	468376	197742	2.369	0.020396	*
xDummy.M.C1_6	450242	201509	2.234	0.028399	*
xDummy.M.C1_7	808949	227753	3.552	0.000661	***
xDummy.M.C1_8	922938	257267	3.587	0.000588	***
xDummy.M.C1_9	403197	235454	1.712	0.090897	.
xDummy.M.C1_10	647187	210993	3.067	0.002992	**
xDummy.M.C1_11	507753	203076	2.500	0.014563	*
xDummy.M.C1_12	90216	204013	0.442	0.659594	.
xDummy.Cvt.V1.t.1.	3194101	548391	5.824	1.30e-07	***
xDummy.Cvt.V1.t.1.	-392694	559156	-0.702	0.484639	.
xDummy.Cvt.V2.t.	1948355	399372	4.879	5.74e-06	***
xDummy.Cvt.V2.t.1.	83506	385592	0.217	0.829127	.
xDummy.Cvt.V3.t.	1057200	396871	2.664	0.009428	**
xDummy.Cvt.V3.t.1.	701375	396610	1.768	0.081003	.
xDummy.Cvt.V4.t.	-1108743	320927	-3.455	0.000904	***
xDummy.Cvt.V4.t.1.	2990345	327067	9.143	7.11e-14	***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 499800 on 76 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.9673, Adjusted R-squared: 0.9583
F-statistic: 107.2 on 21 and 76 DF, p-value: < 2.2e-16

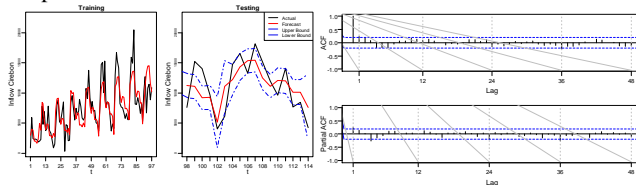
LB.result	statistics	p.value
6	68.64562	1.110223e-16
12	119.63039	0.000000e+00
18	129.43431	0.000000e+00
24	132.62772	0.000000e+00
30	148.79665	0.000000e+00
36	200.10616	0.000000e+00
42	269.81075	0.000000e+00
48	334.53248	0.000000e+00

One-sample Kolmogorov-Smirnov test

data: resi.TSR
D = 0.077192, p-value = 0.5828
alternative hypothesis: two-sided

Lampiran 3. Hasil *output* RStudio *Time Series Regression Model* untuk Data *Inflow* dan *Outflow* di KBS wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

Hasil *output* RStudio *Time Series Regression Model* untuk *Inflow* Cirebon Nominal Rp2.000



Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
xDummy.T	75.31	9.31	8.089	7.42e-12	***
xDummy.M.C1_1	2909.22	939.84	3.095	0.002751	**
xDummy.M.C1_2	3818.97	963.02	3.966	0.000164	***
xDummy.M.C1_3	3610.38	967.01	3.734	0.000363	***
xDummy.M.C1_4	1675.55	971.08	1.725	0.088511	.
xDummy.M.C1_5	1638.50	975.22	1.680	0.097039	.
xDummy.M.C1_6	1190.76	993.80	1.198	0.234567	.
xDummy.M.C1_7	1797.51	1123.23	1.600	0.113682	.
xDummy.M.C1_8	4361.28	1268.79	3.437	0.000956	***
xDummy.M.C1_9	6398.79	1161.21	5.510	4.70e-07	***
xDummy.M.C1_10	7354.85	1040.58	7.068	6.53e-10	***
xDummy.M.C1_11	7385.52	1001.53	7.374	1.72e-10	***
xDummy.M.C1_12	4350.61	1006.15	4.324	4.59e-05	***
xDummy.Cvt.V1.t.	-2175.08	2704.56	-0.804	0.423773	.
xDummy.Cvt.V1.t.1.	979.32	2757.65	0.355	0.723478	.
xDummy.Cvt.V2.t.	-3267.43	1969.63	-1.659	0.101256	.
xDummy.Cvt.V2.t.1.	332.79	1901.66	0.175	0.861545	.
xDummy.Cvt.V3.t.	-3691.39	1957.29	-1.886	0.063120	.
xDummy.Cvt.V3.t.1.	1520.59	1956.00	0.777	0.439337	.
xDummy.Cvt.V4.t.	-3115.53	1582.75	-1.968	0.052666	.
xDummy.Cvt.V4.t.1.	-942.04	1613.03	-0.584	0.560937	.

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
 Residual standard error: 2465 on 76 degrees of freedom
 Multiple R-squared: 0.931, Adjusted R-squared: 0.9119
 F-statistic: 48.84 on 21 and 76 DF, p-value: < 2.2e-16

LB.result

	statistics	p.value
6	21.22315	4.087974e-06
12	27.97301	2.223824e-04
18	31.85825	2.521245e-03
24	39.88981	3.383044e-03
30	43.39039	1.267750e-02
36	56.57118	3.348898e-03
42	67.48704	1.612287e-03
48	78.66215	7.335268e-04

One-sample Kolmogorov-Smirnov test

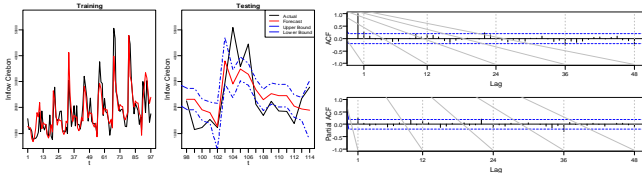
data: resi.TSR

D = 0.063905, p-value = 0.7992

alternative hypothesis: two-sided

Lampiran 3. Hasil output RStudio *Time Series Regression Model* untuk Data *Inflow* dan *Outflow* di KBS wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

Hasil *output* RStudio *Time Series Regression Model* untuk *Inflow* Cirebon Nominal Rp5.000



Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
xDummy.T	116.85	19.48	5.998	6.30e-08	***
xDummy.M.C1_1	12665.07	1966.60	6.440	9.76e-09	***
xDummy.M.C1_2	11816.23	2015.09	5.864	1.10e-07	***
xDummy.M.C1_3	11696.41	2023.45	5.780	1.56e-07	***
xDummy.M.C1_4	7510.40	2031.97	3.696	0.000411	**
xDummy.M.C1_5	6173.39	2040.64	3.025	0.003389	**
xDummy.M.C1_6	7640.29	2079.51	3.674	0.000442	**
xDummy.M.C1_7	11117.85	2350.34	4.730	1.01e-05	***
xDummy.M.C1_8	17039.06	2654.92	6.418	1.07e-08	***
xDummy.M.C1_9	22677.20	2429.82	9.333	3.08e-14	***
xDummy.M.C1_10	20494.12	2177.39	9.412	2.18e-14	***
xDummy.M.C1_11	14397.76	2095.68	6.870	1.54e-09	***
xDummy.M.C1_12	10349.30	2105.35	4.916	4.97e-06	***
xDummy.Cvt.V1.t.	-1939.01	5659.23	-0.343	0.732824	
xDummy.Cvt.V1.t.1.	21498.65	5770.33	3.726	0.000372	***
xDummy.Cvt.V2.t.	-7340.07	4121.40	-1.781	0.078914	.
xDummy.Cvt.V2.t.1.	320.67	3979.19	0.081	0.935983	
xDummy.Cvt.V3.t.	-6832.15	4095.59	-1.668	0.099397	.
xDummy.Cvt.V3.t.1.	14848.67	4092.90	3.628	0.000515	***
xDummy.Cvt.V4.t.	-8833.62	3311.87	-2.667	0.009341	**
xDummy.Cvt.V4.t.1.	1283.00	3375.23	0.380	0.704915	

 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
 Residual standard error: 5158 on 76 degrees of freedom
 Multiple R-squared: 0.9504, Adjusted R-squared: 0.9367
 F-statistic: 69.31 on 21 and 76 DF, p-value: < 2.2e-16

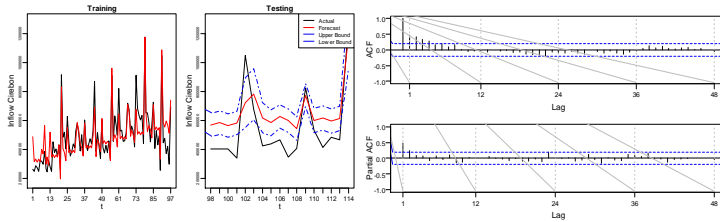
LB.result
 statistics p.value
 6 9.808953 1.736644e-03
 12 18.989276 8.221002e-03
 18 26.181151 1.607329e-02
 24 36.231084 9.886493e-03
 30 41.908778 1.838270e-02
 36 58.219946 2.175100e-03
 42 67.270491 1.703257e-03
 48 88.639999 5.233762e-05

One-sample Kolmogorov-Smirnov test

data: resi.TSR
 D = 0.090688, p-value = 0.3795
 alternative hypothesis: two-sided

Lampiran 3. Hasil output RStudio Time Series Regression Model untuk Data Inflow dan Outflow di KBS wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

Hasil output RStudio Time Series Regression Model untuk Inflow Cirebon Nominal Rp50.000



Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
xDummy.T	2619.1	376.2	6.962	1.04e-09	***
xDummy.M.C1_1	485822.7	37980.5	12.791	< 2e-16	***
xDummy.M.C1_2	310298.8	38917.0	7.973	1.24e-11	***
xDummy.M.C1_3	326133.8	39078.5	8.346	2.40e-12	***
xDummy.M.C1_4	302471.6	39243.0	7.708	3.99e-11	***
xDummy.M.C1_5	317599.8	39410.4	8.059	8.50e-12	***
xDummy.M.C1_6	298327.8	40161.1	7.428	1.36e-10	***
xDummy.M.C1_7	380698.3	45391.7	8.387	2.00e-12	***
xDummy.M.C1_8	345323.0	51273.9	6.735	2.76e-09	***
xDummy.M.C1_9	309513.9	46926.6	6.596	5.02e-09	***
xDummy.M.C1_10	348174.0	42051.4	8.280	3.21e-12	***
xDummy.M.C1_11	318010.8	40473.5	7.857	2.06e-11	***
xDummy.M.C1_12	260209.2	40660.2	6.400	1.16e-08	***
xDummy.Cvt.V1.t.	587334.2	109295.5	5.374	8.16e-07	***
xDummy.Cvt.V1.t.1.	96305.8	111441.1	0.864	0.39021	
xDummy.Cvt.V2.t.	230378.0	79595.8	2.894	0.00496	**
xDummy.Cvt.V2.t.1.	-76503.7	76849.3	-0.996	0.32265	
xDummy.Cvt.V3.t.	155672.6	79097.3	1.968	0.05270	.
xDummy.Cvt.V3.t.1.	131418.2	79045.2	1.663	0.10052	
xDummy.Cvt.V4.t.	-202190.2	63961.5	-3.161	0.00226	**
xDummy.Cvt.V4.t.1.	466815.9	65185.1	7.161	4.35e-10	***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 99620 on 76 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.9711, Adjusted R-squared: 0.9631

F-statistic: 121.7 on 21 and 76 DF, p-value: < 2.2e-16

LB.result

statistics	p.value
6	65.65337 5.551115e-16
12	70.12576 1.393441e-12
18	72.28582 3.037891e-10
24	87.98272 7.538969e-11
30	94.28359 5.653475e-10
36	101.06218 2.364716e-09
42	107.75181 7.780125e-09
48	110.54718 7.353358e-08

One-sample Kolmogorov-Smirnov test

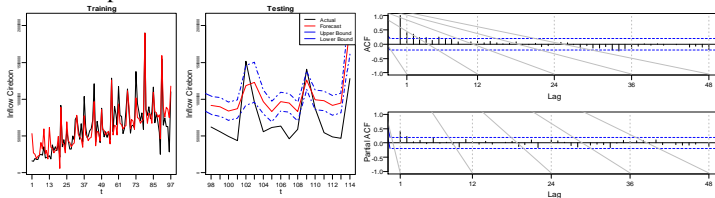
data: resi.TSR

D = 0.061099, p-value = 0.8401

alternative hypothesis: two-sided

Lampiran 3. Hasil *output* RStudio *Time Series Regression Model* untuk Data *Inflow* dan *Outflow* di KBS wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

Hasil *output* RStudio *Time Series Regression Model* untuk *Inflow* Cirebon Nominal Rp100.000



Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
xDummy.T	6722.2	593.6	11.324	< 2e-16 ***
xDummy.M.C1_1	524941.1	59928.4	8.759	3.86e-13 ***
xDummy.M.C1_2	253616.9	61406.0	4.130	9.22e-05 ***
xDummy.M.C1_3	229666.0	61660.9	3.725	0.000374 ***
xDummy.M.C1_4	162316.0	61920.4	2.621	0.010573 *
xDummy.M.C1_5	187978.6	62184.5	3.023	0.003412 **
xDummy.M.C1_6	197913.7	63369.0	3.123	0.002532 **
xDummy.M.C1_7	361740.5	71622.2	5.051	2.94e-06 ***
xDummy.M.C1_8	264673.6	80903.7	3.271	0.001610 **
xDummy.M.C1_9	128000.0	74044.1	1.729	0.087923 .
xDummy.M.C1_10	253744.9	66351.6	3.824	0.000267 ***
xDummy.M.C1_11	227157.3	63862.0	3.557	0.000650 ***
xDummy.M.C1_12	104910.3	64156.5	1.635	0.106137
xDummy.Cvt.v1.t.	1007742.4	172454.1	5.844	1.20e-07 ***
xDummy.Cvt.v1.t.1.	52572.6	175839.6	0.299	0.765771
xDummy.Cvt.v2.t.	405052.8	125591.9	3.225	0.001857 **
xDummy.Cvt.v2.t.1.	-68415.3	121258.3	-0.564	0.574272
xDummy.Cvt.v3.t.	302813.6	124805.4	2.426	0.017625 *
xDummy.Cvt.v3.t.1.	177158.8	124723.2	1.420	0.159576
xDummy.Cvt.v4.t.	-340607.6	100923.0	-3.375	0.001165 **
xDummy.Cvt.v4.t.1.	619613.5	102853.7	6.024	5.65e-08 ***

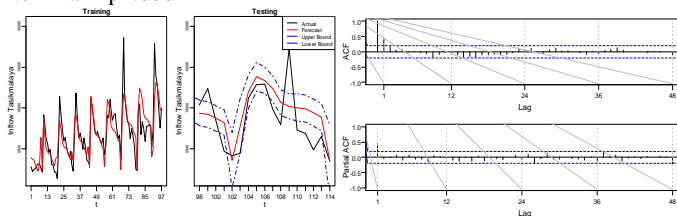
 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
 Residual standard error: 157200 on 76 degrees of freedom
 Multiple R-squared: 0.9592, Adjusted R-squared: 0.9479
 F-statistic: 85.11 on 21 and 76 DF, p-value: < 2.2e-16

LB.result
 statistics p.value
 6 50.06109 1.490363e-12
 12 58.39267 3.157938e-10
 18 60.97762 3.510246e-08
 24 62.79579 1.386512e-06
 30 69.32640 4.842360e-06
 36 94.79636 2.198814e-08
 42 96.25446 3.578566e-07
 48 108.28271 1.509726e-07

One-sample kolmogorov-smirnov test
 data: resi.TSR
 D = 0.085873, p-value = 0.447
 alternative hypothesis: two-sided

Lampiran 3. Hasil output RStudio *Time Series Regression Model* untuk Data *Inflow* dan *Outflow* di KBS wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

Hasil output RStudio *Time Series Regression Model* untuk *Inflow* Tasikmalaya Nominal Rp2.000



Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
xDummy.T	58.485	7.398	7.906	1.67e-11	***
xDummy.M.C1_1	3853.455	746.809	5.160	1.91e-06	***
xDummy.M.C1_2	3613.682	765.223	4.722	1.04e-05	***
xDummy.M.C1_3	3433.383	768.399	4.468	2.71e-05	***
xDummy.M.C1_4	2873.914	771.633	3.724	0.000374	***
xDummy.M.C1_5	2288.110	774.924	2.953	0.004189	**
xDummy.M.C1_6	1901.924	789.685	2.408	0.018443	*
xDummy.M.C1_7	2748.118	892.534	3.079	0.002889	**
xDummy.M.C1_8	5936.202	1008.197	5.888	9.97e-08	***
xDummy.M.C1_9	7690.795	922.714	8.335	2.51e-12	***
xDummy.M.C1_10	7179.130	826.854	8.682	5.42e-13	***
xDummy.M.C1_11	6103.211	795.828	7.669	4.72e-11	***
xDummy.M.C1_12	4340.110	799.499	5.429	6.54e-07	***
xDummy.Cvt.v1.t.	-5033.298	2149.070	-2.342	0.021797	*
xDummy.Cvt.v1.t.1.	-1119.247	2191.259	-0.511	0.610987	
xDummy.Cvt.v2.t.	-5803.468	1565.088	-3.708	0.000395	***
xDummy.Cvt.v2.t.1.	1083.848	1511.084	0.717	0.475409	
xDummy.Cvt.v3.t.	-4247.079	1555.286	-2.731	0.007851	**
xDummy.Cvt.v3.t.1.	-1065.908	1554.262	-0.686	0.494928	
xDummy.Cvt.v4.t.	-3137.221	1257.672	-2.494	0.014786	*
xDummy.Cvt.v4.t.1.	-3146.120	1281.731	-2.455	0.016392	*

 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
 Residual standard error: 1959 on 76 degrees of freedom
 Multiple R-squared: 0.9462, Adjusted R-squared: 0.9314
 F-statistic: 63.68 on 21 and 76 DF, p-value: < 2.2e-16

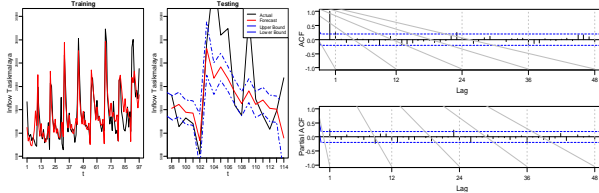
LB.result

	statistics	p.value
6	23.40858	1.309927e-06
12	28.65560	1.671722e-04
18	41.88025	6.850975e-05
24	47.08352	3.474762e-04
30	52.16569	1.142196e-03
36	54.13036	6.221903e-03
42	59.05224	1.207207e-02
48	61.64038	3.244582e-02

One-sample Kolmogorov-Smirnov test
 data: resi.TSR
 D = 0.091085, p-value = 0.3742
 alternative hypothesis: two-sided

Lampiran 3. Hasil *output* RStudio *Time Series Regression Model* untuk Data *Inflow* dan *Outflow* di KBS wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

Hasil *output* RStudio *Time Series Regression Model* untuk *Inflow* Tasikmalaya Nominal Rp5.000



Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
xDummy.T	72.98	12.36	5.904	9.33e-08	***
xDummy.M.C1_1	11128.51	1247.92	8.918	1.92e-13	***
xDummy.M.C1_2	8139.98	1278.69	6.366	1.34e-08	***
xDummy.M.C1_3	8972.95	1283.99	6.988	9.24e-10	***
xDummy.M.C1_4	7157.24	1289.40	5.551	3.99e-07	***
xDummy.M.C1_5	6890.98	1294.90	5.322	1.01e-06	***
xDummy.M.C1_6	8213.75	1319.56	6.225	2.43e-08	***
xDummy.M.C1_7	10070.87	1491.42	6.753	2.56e-09	***
xDummy.M.C1_8	14149.06	1684.70	8.399	1.90e-12	***
xDummy.M.C1_9	16489.99	1541.85	10.695	< 2e-16	***
xDummy.M.C1_10	13900.41	1381.67	10.061	1.28e-15	***
xDummy.M.C1_11	10945.52	1329.83	8.231	3.98e-12	***
xDummy.M.C1_12	8449.23	1335.96	6.324	1.60e-08	***
xDummy.Cvt.V1.t.	-7544.64	3591.09	-2.101	0.038963	*
xDummy.Cvt.V1.t.1.	1336.63	3661.59	0.365	0.716095	
xDummy.Cvt.V2.t.	-5453.48	2615.26	-2.085	0.040404	*
xDummy.Cvt.V2.t.1.	7893.78	2525.02	3.126	0.002509	**
xDummy.Cvt.V3.t.	-7204.30	2598.88	-2.772	0.007001	**
xDummy.Cvt.V3.t.1.	10543.19	2597.17	4.059	0.000118	***
xDummy.Cvt.V4.t.	-6553.27	2101.57	-3.118	0.002569	**
xDummy.Cvt.V4.t.1.	5276.33	2141.77	2.464	0.016019	*

 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
 Residual standard error: 3273 on 76 degrees of freedom
 Multiple R-squared: 0.9632, Adjusted R-squared: 0.953
 F-statistic: 94.59 on 21 and 76 DF, p-value: < 2.2e-16

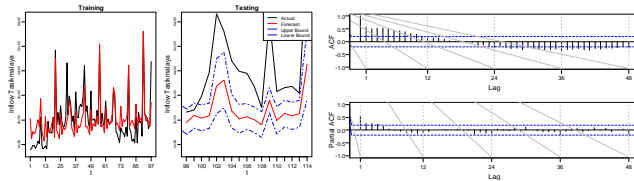
LB.result

	statistics	p.value
6	9.022954	0.002666102
12	16.030896	0.024835586
18	25.184089	0.021830773
24	37.570675	0.006727004
30	43.364125	0.012762534
36	49.769107	0.017671094
42	55.921893	0.023712705
48	68.982210	0.007190121

One-sample Kolmogorov-Smirnov test
 data: resi.TSR
 D = 0.1128, p-value = 0.1568
 alternative hypothesis: two-sided

Lampiran 3. Hasil *output* RStudio *Time Series Regression Model* untuk Data *Inflow* dan *Outflow* di KBS wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

Hasil *output* RStudio *Time Series Regression Model* untuk *Inflow* Tasikmalaya Nominal Rp50.000



Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
xDummy.T	679.8	245.1	2.774	0.006970	**
xDummy.M.C1_1	206303.2	24740.3	8.339	2.47e-12	***
xDummy.M.C1_2	122927.4	25350.3	4.849	6.43e-06	***
xDummy.M.C1_3	151177.9	25455.5	5.939	8.07e-08	***
xDummy.M.C1_4	140716.8	25562.6	5.505	4.81e-07	***
xDummy.M.C1_5	148110.8	25671.7	5.769	1.63e-07	***
xDummy.M.C1_6	177370.1	26160.7	6.780	2.27e-09	***
xDummy.M.C1_7	195684.6	29567.9	6.618	4.56e-09	***
xDummy.M.C1_8	165980.9	33399.5	4.970	4.04e-06	***
xDummy.M.C1_9	132892.8	30567.7	4.347	4.22e-05	***
xDummy.M.C1_10	141980.0	27392.0	5.183	1.74e-06	***
xDummy.M.C1_11	128473.0	26364.2	4.873	5.87e-06	***
xDummy.M.C1_12	107710.0	26485.8	4.067	0.000115	***
xDummy.Cvt.v1.t.	173546.1	71194.4	2.438	0.017121	*
xDummy.Cvt.v1.t.1.	-52538.5	72592.0	-0.724	0.471440	
xDummy.Cvt.v2.t.	148320.7	51848.2	2.861	0.005456	**
xDummy.Cvt.v2.t.1.	8208.9	50059.2	0.164	0.870180	
xDummy.Cvt.v3.t.	91153.9	51523.5	1.769	0.080877	.
xDummy.Cvt.v3.t.1.	96774.9	51489.6	1.880	0.064009	.
xDummy.Cvt.v4.t.	-50339.2	41664.1	-1.208	0.230711	
xDummy.Cvt.v4.t.1.	304149.9	42461.2	7.163	4.32e-10	***

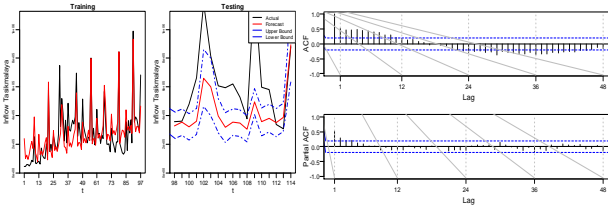
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
 Residual standard error: 64890 on 76 degrees of freedom
 Multiple R-squared: 0.9332, Adjusted R-squared: 0.9147
 F-statistic: 50.55 on 21 and 76 DF, p-value: < 2.2e-16

LB.result
 statistics p.value
 6 161.0985 0
 12 223.5251 0
 18 228.8265 0
 24 244.5783 0
 30 296.5193 0
 36 381.3371 0
 42 473.5239 0
 48 539.1785 0

One-sample Kolmogorov-Smirnov test
 data: resi.TSR
 D = 0.082487, p-value = 0.4982
 alternative hypothesis: two-sided

Lampiran 3. Hasil *output* RStudio *Time Series Regression Model* untuk Data *Inflow* dan *Outflow* di KBS wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

Hasil *output* RStudio *Time Series Regression Model* untuk *Inflow* Tasikmalaya Nominal Rp100.000



Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
xDummy.T	2372	433	5.478	5.37e-07	***
xDummy.M.C1_1	237561	43717	5.434	6.40e-07	***
xDummy.M.C1_2	95872	44795	2.140	0.035543	*
xDummy.M.C1_3	118507	44981	2.635	0.010203	*
xDummy.M.C1_4	85705	45170	1.897	0.061576	.
xDummy.M.C1_5	119824	45363	2.641	0.010016	*
xDummy.M.C1_6	170251	46227	3.683	0.000429	***
xDummy.M.C1_7	201926	52247	3.865	0.000232	***
xDummy.M.C1_8	151436	59018	2.566	0.012258	*
xDummy.M.C1_9	67922	54014	1.257	0.212430	.
xDummy.M.C1_10	102530	48403	2.118	0.037421	*
xDummy.M.C1_11	94934	46586	2.038	0.045048	*
xDummy.M.C1_12	50583	46801	1.081	0.283204	.
xDummy.Cvt.V1.t.	453620	125803	3.606	0.000554	***
xDummy.Cvt.V1.t.1.	-134546	128272	-1.049	0.297544	.
xDummy.Cvt.V2.t.	302267	91617	3.299	0.001477	**
xDummy.Cvt.V2.t.1.	12236	88456	0.138	0.890348	.
xDummy.Cvt.V3.t.	249496	91044	2.740	0.007644	**
xDummy.Cvt.V3.t.1.	156020	90984	1.715	0.090454	.
xDummy.Cvt.V4.t.	-107250	73622	-1.457	0.149300	.
xDummy.Cvt.V4.t.1.	515185	75030	6.866	1.57e-09	***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 114700 on 76 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.9035, Adjusted R-squared: 0.8769

F-statistic: 33.89 on 21 and 76 DF, p-value: < 2.2e-16

LB.result

statistics	p.value
6	136.7918
12	198.0360
18	203.8393
24	231.7858
30	300.0509
36	390.0204
42	479.2997
48	523.7150

One-sample Kolmogorov-Smirnov test

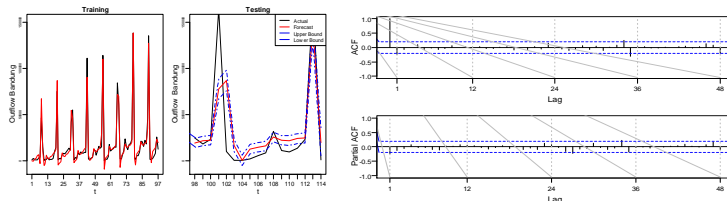
data: resi.TSR

D = 0.070362, p-value = 0.6961

alternative hypothesis: two-sided

Lampiran 3. Hasil output RStudio Time Series Regression Model untuk Data Inflow dan Outflow di KBS wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

Hasil output RStudio Time Series Regression Model untuk Outflow Bandung Nominal Rp2.000



Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
xDummy.T	205.04	23.91	8.577	8.64e-13	***
xDummy.M.C1_1	-43.03	2413.43	-0.018	0.985820	
xDummy.M.C1_2	-720.20	2472.93	-0.291	0.771666	
xDummy.M.C1_3	1301.26	2483.20	0.524	0.601786	
xDummy.M.C1_4	1739.46	2493.65	0.698	0.487582	
xDummy.M.C1_5	4308.69	2541.62	1.695	0.094121	.
xDummy.M.C1_6	5302.12	2876.27	1.843	0.069169	.
xDummy.M.C1_7	-4568.08	3250.16	-1.405	0.163949	
xDummy.M.C1_8	-20783.71	2971.08	-6.995	8.96e-10	***
xDummy.M.C1_9	-8883.03	2660.29	-3.339	0.001304	**
xDummy.M.C1_10	-7159.66	2560.14	-2.797	0.006538	**
xDummy.M.C1_11	-5579.08	2571.84	-2.169	0.033187	*
xDummy.M.C1_12	3469.63	2583.70	1.343	0.183304	
xDummy.Cvt.v1.t.1.	117034.64	6945.04	16.852	< 2e-16	***
xDummy.Cvt.v1.t.	-9048.20	7081.38	-1.278	0.205229	
xDummy.Cvt.v2.t.1.	86174.34	5057.82	17.038	< 2e-16	***
xDummy.Cvt.v2.t.	17969.27	4883.29	3.680	0.000434	***
xDummy.Cvt.v3.t.1.	52775.97	5026.14	10.500	< 2e-16	***
xDummy.Cvt.v3.t.	60562.84	5022.83	12.058	< 2e-16	***
xDummy.Cvt.v4.t.1.	12560.85	4064.35	3.090	0.002792	**
xDummy.Cvt.v4.t.	103482.61	4142.11	24.983	< 2e-16	***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 6330 on 76 degrees of freedom

Multiple R-squared: 0.9689, Adjusted R-squared: 0.9603

F-statistic: 112.6 on 21 and 76 DF, p-value: < 2.2e-16

LB.result

statistics	p.value
6	7.629547 0.005741971
12	8.814448 0.266253955
18	10.464465 0.655583501
24	14.720286 0.740201921
30	18.598690 0.815945671
36	45.621648 0.043842121
42	46.235773 0.141968418
48	59.632287 0.047118340

One-sample kolmogorov-smirnov test

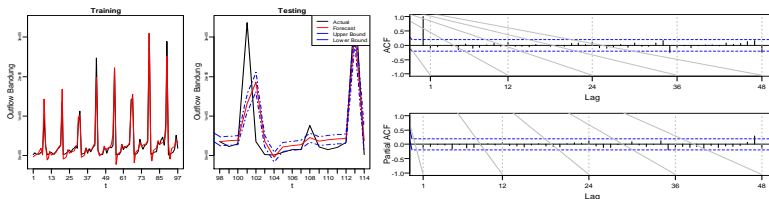
data: resi.TSR

D = 0.097254, p-value = 0.2983

alternative hypothesis: two-sided

Lampiran 34. Hasil output RStudio *Time Series Regression Model* untuk Data *Inflow* dan *Outflow* di KBS wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

Hasil *output* RStudio *Time Series Regression Model* untuk *Outflow* Bandung Nominal Rp5.000



Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
xDummy.T	370.80	53.05	6.989	9.20e-10	***
xDummy.M.C1_1	-3817.63	5355.90	-0.713	0.478159	
xDummy.M.C1_2	-1492.88	5487.96	-0.272	0.786337	
xDummy.M.C1_3	507.19	5510.74	0.092	0.926912	
xDummy.M.C1_4	1229.76	5533.93	0.222	0.824738	
xDummy.M.C1_5	8902.83	5640.39	1.578	0.118626	
xDummy.M.C1_6	15529.93	6383.06	2.433	0.017326	*
xDummy.M.C1_7	-1732.07	7212.80	-0.240	0.810869	
xDummy.M.C1_8	-43224.10	6593.46	-6.556	5.96e-09	***
xDummy.M.C1_9	-17560.38	5903.76	-2.974	0.003932	**
xDummy.M.C1_10	-14874.69	5681.51	-2.618	0.010667	*
xDummy.M.C1_11	-12283.87	5707.46	-2.152	0.034552	*
xDummy.M.C1_12	5526.45	5733.78	0.964	0.338183	
xDummy.Cvt.v1.t.1.	265650.35	15412.53	17.236	< 2e-16	***
xDummy.Cvt.v1.t.	-20581.46	15715.09	-1.310	0.194255	
xDummy.Cvt.v2.t.1.	183217.58	11224.37	16.323	< 2e-16	***
xDummy.Cvt.v2.t.	38766.93	10837.07	3.577	0.000608	***
xDummy.Cvt.v3.t.1.	85127.57	11154.08	7.632	5.56e-11	***
xDummy.Cvt.v3.t.	132500.78	11146.73	11.887	< 2e-16	***
xDummy.Cvt.v4.t.1.	17866.01	9019.66	1.981	0.051234	.
xDummy.Cvt.v4.t.	203189.85	9192.21	22.105	< 2e-16	***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
 Residual standard error: 14050 on 76 degrees of freedom
 Multiple R-squared: 0.9633, Adjusted R-squared: 0.9532
 F-statistic: 95.01 on 21 and 76 DF, p-value: < 2.2e-16

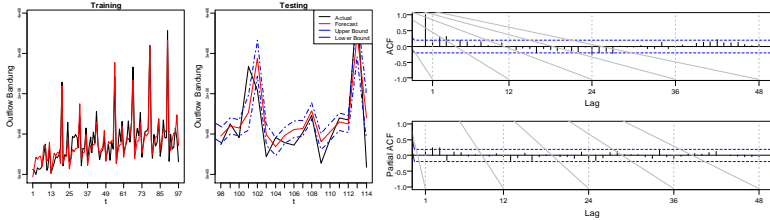
LB.result

	statistics	p.value
6	5.131194	0.02349956
12	8.618819	0.28119357
18	9.665722	0.72101421
24	12.893123	0.84399707
30	17.550639	0.86086135
36	33.284905	0.35657280
42	34.558966	0.58403523
48	59.522398	0.04806517

One-sample Kolmogorov-Smirnov test
 data: resi.TSR
 D = 0.11641, p-value = 0.1332
 alternative hypothesis: two-sided

Lampiran 35. Hasil output RStudio *Time Series Regression Model* untuk Data *Inflow* dan *Outflow* di KBS wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

Hasil output RStudio *Time Series Regression Model* untuk *Outflow* Bandung Nominal Rp50.000



Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
xDummy.T	8112	947	8.566	9.07e-13	***
xDummy.M.C1_1	-67289	95602	-0.704	0.483681	
xDummy.M.C1_2	160402	97960	1.637	0.105676	
xDummy.M.C1_3	404173	98366	4.109	9.94e-05	***
xDummy.M.C1_4	341070	98780	3.453	0.000910	***
xDummy.M.C1_5	405628	100681	4.029	0.000132	***
xDummy.M.C1_6	408260	113937	3.583	0.000597	***
xDummy.M.C1_7	150267	128748	1.167	0.246802	
xDummy.M.C1_8	-155498	117693	-1.321	0.190391	
xDummy.M.C1_9	114622	105382	1.088	0.280170	
xDummy.M.C1_10	261101	101414	2.575	0.011980	*
xDummy.M.C1_11	266727	101878	2.618	0.010666	*
xDummy.M.C1_12	701156	102348	6.851	1.68e-09	***
xDummy.Cvt.V1.t.1.	2152706	275112	7.825	2.38e-11	***
xDummy.Cvt.V1.t.	66554	280513	0.237	0.813095	
xDummy.Cvt.V2.t.1.	807395	200354	4.030	0.000131	***
xDummy.Cvt.V2.t.	538006	193441	2.781	0.006825	**
xDummy.Cvt.V3.t.1.	312574	199099	1.570	0.120583	
xDummy.Cvt.V3.t.	1644572	198968	8.266	3.41e-12	***
xDummy.Cvt.V4.t.1.	-21988	161000	-0.137	0.891731	
xDummy.Cvt.V4.t.	2179198	164080	13.281	< 2e-16	***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

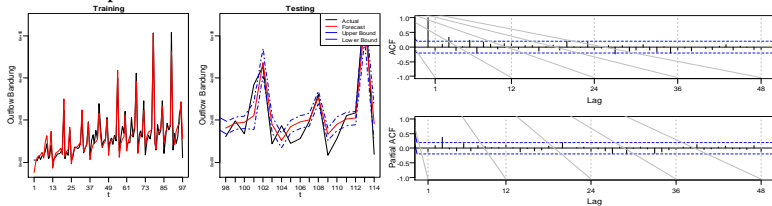
Residual standard error: 250800 on 76 degrees of freedom
Multiple R-squared: 0.9512, Adjusted R-squared: 0.9377
F-statistic: 70.47 on 21 and 76 DF, p-value: < 2.2e-16

LB.result
statistics p.value
6 27.87537 1.293864e-07
12 32.07064 3.940932e-05
18 40.58522 1.112262e-04
24 59.87076 4.056269e-06
30 75.41200 5.867448e-07
36 80.55228 2.767185e-06
42 97.42666 2.445948e-07
48 107.50594 1.928563e-07

One-sample kolmogorov-smirnov test
data: resi.TSR
D = 0.044264, p-value = 0.987

Lampiran 3. Hasil *output* RStudio *Time Series Regression Model* untuk Data *Inflow* dan *Outflow* di KBS wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

Hasil *output* RStudio *Time Series Regression Model* untuk *Outflow* Bandung Nominal Rp100.000



Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
xDummy.T	16760	1417	11.828	< 2e-16	***
xDummy.M.C1_1	-490285	143045	-3.427	0.000986	***
xDummy.M.C1_2	-28514	146572	-0.195	0.846271	.
xDummy.M.C1_3	193643	147180	1.316	0.192235	
xDummy.M.C1_4	221268	147800	1.497	0.138515	
xDummy.M.C1_5	275603	150643	1.830	0.071245	.
xDummy.M.C1_6	375743	170478	2.204	0.030548	*
xDummy.M.C1_7	73953	192639	0.384	0.702130	
xDummy.M.C1_8	-705550	176097	-4.007	0.000142	***
xDummy.M.C1_9	-66910	157677	-0.424	0.672509	
xDummy.M.C1_10	135169	151741	0.891	0.375856	
xDummy.M.C1_11	226353	152434	1.485	0.141700	
xDummy.M.C1_12	1259221	153137	8.223	4.12e-16	***
xDummy.Cvt.V1.t.1.	4452955	411636	10.818	< 2e-16	***
xDummy.Cvt.V1.t.	-461679	419717	-1.100	0.274814	
xDummy.Cvt.V2.t.1.	1533749	299779	5.116	2.27e-06	***
xDummy.Cvt.V2.t.	1170897	289435	4.045	0.000124	***
xDummy.Cvt.V3.t.1.	245600	297902	0.824	0.412274	
xDummy.Cvt.V3.t.	2646534	297706	8.890	2.17e-13	***
xDummy.Cvt.V4.t.1.	-15389	240896	-0.064	0.949232	
xDummy.Cvt.V4.t.	3374503	245505	13.745	< 2e-16	***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
 Residual standard error: 375200 on 76 degrees of freedom
 Multiple R-squared: 0.9577, Adjusted R-squared: 0.946
 F-statistic: 81.91 on 21 and 76 DF, p-value: < 2.2e-16

LB.result

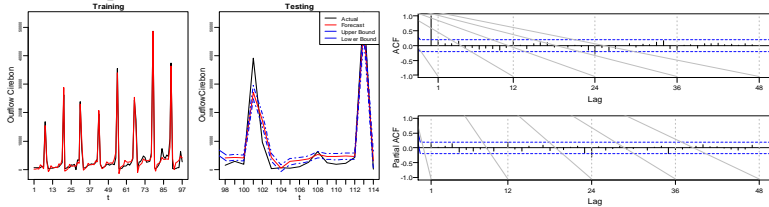
	statistics	p.value
6	21.68124	3.219247e-06
12	34.21188	1.572108e-05
18	38.02836	2.853260e-04
24	48.81103	1.956642e-04
30	62.83397	4.207315e-05
36	77.09209	8.450259e-06
42	81.81452	3.129023e-05
48	88.23170	5.859897e-05

One-sample Kolmogorov-Smirnov test

data: resi.TSR
 D = 0.065206, p-value = 0.7792
 alternative hypothesis: two-sided

Lampiran 36. Hasil output RStudio *Time Series Regression Model* untuk Data *Inflow* dan *Outflow* di KBS wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

Hasil output RStudio *Time Series Regression Model* untuk *Outflow* Cirebon Nominal Rp2.000



Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
xDummy.T	40.987	4.974	8.240	3.82e-12 ***
xDummy.M.C1_1	149.547	502.155	0.298	0.766661
xDummy.M.C1_2	63.091	514.537	0.123	0.902735
xDummy.M.C1_3	193.854	516.673	0.375	0.708559
xDummy.M.C1_4	24.117	518.847	0.046	0.963047
xDummy.M.C1_5	1384.250	528.828	2.618	0.010681 *
xDummy.M.C1_6	988.771	598.459	1.652	0.102621
xDummy.M.C1_7	-18.975	676.253	-0.028	0.977689
xDummy.M.C1_8	-3794.332	618.185	-6.138	3.51e-08 ***
xDummy.M.C1_9	-1498.539	553.521	-2.707	0.008374 **
xDummy.M.C1_10	-1167.177	532.683	-2.191	0.031507 *
xDummy.M.C1_11	-665.039	535.116	-1.243	0.217765
xDummy.M.C1_12	786.350	537.584	1.463	0.147660
xDummy.Cvt.V1.t.1.	44288.276	1445.038	30.649	< 2e-16 ***
xDummy.Cvt.V1.t.	-2658.965	1473.406	-1.805	0.075093 .
xDummy.Cvt.V2.t.1.	18953.496	1052.367	18.010	< 2e-16 ***
xDummy.Cvt.V2.t.	3987.791	1016.055	3.925	0.000189 ***
xDummy.Cvt.V3.t.1.	21651.753	1045.777	20.704	< 2e-16 ***
xDummy.Cvt.V3.t.	12132.818	1045.088	11.609	< 2e-16 ***
xDummy.Cvt.V4.t.1.	2805.043	845.660	3.317	0.001398 **
xDummy.Cvt.V4.t.	31740.917	861.838	36.829	< 2e-16 ***

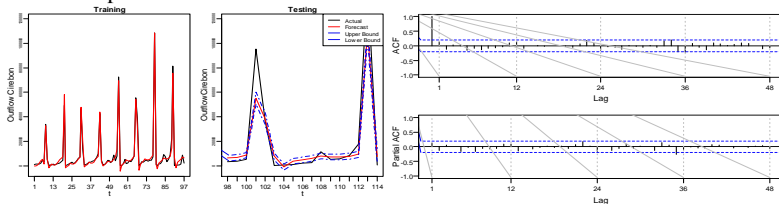
 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
 Residual standard error: 1317 on 76 degrees of freedom
 Multiple R-squared: 0.9845, Adjusted R-squared: 0.9802
 F-statistic: 229.3 on 21 and 76 DF, p-value: < 2.2e-16

LB.result
 statistics p.value
 6 7.813578 0.005185514
 12 17.418639 0.014887279
 18 22.016283 0.055109990
 24 36.624690 0.008837390
 30 43.859372 0.011244737
 36 56.183014 0.003701453
 42 59.913611 0.009952430
 48 61.650931 0.032380748

One-sample kolmogorov-smirnov test
 data: resi.TSR
 D = 0.066117, p-value = 0.7649
 alternative hypothesis: two-sided

Lampiran 3. Hasil *output* RStudio *Time Series Regression Model* untuk Data *Inflow* dan *Outflow* di KBS wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

Hasil *output* RStudio *Time Series Regression Model* untuk *Outflow* Cirebon Nominal Rp5.000



Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
xDummy.T	66.95	10.56	6.339	1.50e-08 ***
xDummy.M.C1_1	59.63	1066.26	0.056	0.955550
xDummy.M.C1_2	-53.84	1092.55	-0.049	0.960826
xDummy.M.C1_3	471.21	1097.09	0.430	0.668768
xDummy.M.C1_4	2042.51	1101.70	1.854	0.067626 .
xDummy.M.C1_5	3771.39	1122.90	3.359	0.001227 **
xDummy.M.C1_6	5101.41	1270.75	4.014	0.000139 ***
xDummy.M.C1_7	1073.05	1435.94	0.747	0.457199
xDummy.M.C1_8	-7796.24	1312.64	-5.939	8.05e-08 ***
xDummy.M.C1_9	-3016.25	1175.33	-2.566	0.012246 *
xDummy.M.C1_10	-1983.57	1131.08	-1.754	0.083515 .
xDummy.M.C1_11	-939.65	1136.25	-0.827	0.410841
xDummy.M.C1_12	872.53	1141.49	0.764	0.447011
xDummy.Cvt.V1.t.1.	97870.42	3068.35	31.897	< 2e-16 ***
xDummy.Cvt.V1.t.	-5049.17	3128.59	-1.614	0.110697
xDummy.Cvt.V2.t.1.	40066.85	2234.57	17.930	< 2e-16 ***
xDummy.Cvt.V2.t.	8402.05	2157.46	3.894	0.000210 ***
xDummy.Cvt.V3.t.1.	44701.15	2220.57	20.130	< 2e-16 ***
xDummy.Cvt.V3.t.	26587.02	2219.11	11.981	< 2e-16 ***
xDummy.Cvt.V4.t.1.	4867.37	1795.65	2.711	0.008297 **
xDummy.Cvt.V4.t.	64624.63	1830.00	35.314	< 2e-16 ***

 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
 Residual standard error: 2797 on 76 degrees of freedom
 Multiple R-squared: 0.9843, Adjusted R-squared: 0.98
 F-statistic: 227.6 on 21 and 76 DF, p-value: < 2.2e-16

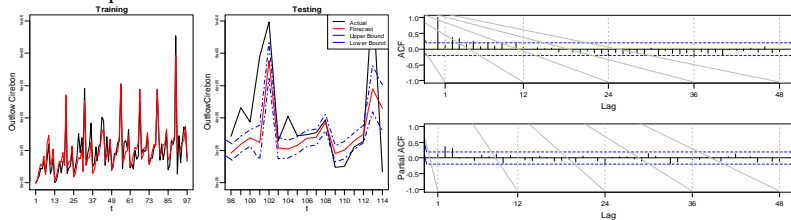
LB.result

	statistics	p.value
6	6.155402	0.01310114
12	13.313343	0.06483204
18	14.354435	0.34936489
24	24.213544	0.18808820
30	27.200491	0.34594338
36	50.531519	0.01481507
42	57.653469	0.01640879
48	63.847493	0.02110196

One-sample kolmogorov-Smirnov test
 data: resi.TSR
 D = 0.10188, p-value = 0.249
 alternative hypothesis: two-sided

Lampiran 3. Hasil *output* RStudio *Time Series Regression Model* untuk Data *Inflow* dan *Outflow* di KBS wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

Hasil *output* RStudio *Time Series Regression Model* untuk *Outflow* Cirebon Nominal Rp50.000



Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
xDummy.T	1715.1	237.3	7.228	3.26e-10	***
xDummy.M.C1_1	-7461.2	23954.5	-0.311	0.756294	
xDummy.M.C1_2	13409.4	24545.2	0.546	0.586451	
xDummy.M.C1_3	66764.5	24647.1	2.709	0.008339	**
xDummy.M.C1_4	106466.3	24750.8	4.302	4.99e-05	***
xDummy.M.C1_5	96946.1	25226.9	3.843	0.000250	***
xDummy.M.C1_6	154352.7	28548.6	5.407	7.15e-07	***
xDummy.M.C1_7	37355.6	32259.6	1.158	0.250504	
xDummy.M.C1_8	28275.1	29489.6	0.959	0.340691	
xDummy.M.C1_9	51272.0	26404.9	1.942	0.055872	.
xDummy.M.C1_10	92752.9	25410.8	3.650	0.000479	***
xDummy.M.C1_11	95807.6	25526.9	3.753	0.000339	***
xDummy.M.C1_12	186667.5	25644.6	7.279	2.61e-10	***
xDummy.Cvt.V1.t.1.	289138.8	68933.3	4.194	7.33e-05	***
xDummy.Cvt.V1.t.	109986.9	70286.5	1.565	0.121776	
xDummy.Cvt.V2.t.1.	196428.9	50201.6	3.913	0.000197	***
xDummy.Cvt.V2.t.	226789.1	48469.3	4.679	1.23e-05	***
xDummy.Cvt.V3.t.1.	-20830.4	49887.2	-0.418	0.677453	
xDummy.Cvt.V3.t.	424700.3	49854.3	8.519	1.12e-12	***
xDummy.Cvt.V4.t.1.	36555.7	40340.9	0.906	0.367710	
xDummy.Cvt.V4.t.	480719.6	41112.6	11.693	< 2e-16	***

 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
 Residual standard error: 62830 on 76 degrees of freedom
 Multiple R-squared: 0.9474, Adjusted R-squared: 0.9329
 F-statistic: 65.24 on 21 and 76 DF, p-value: < 2.2e-16

LB.result

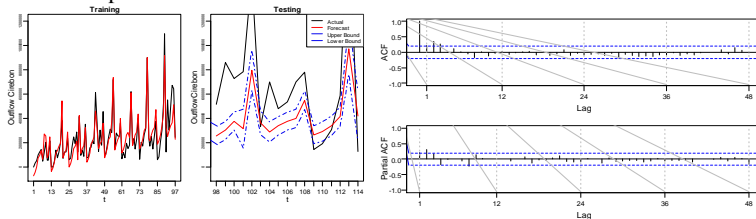
statistics	p.value
6	35.73119 2.265082e-09
12	49.46673 1.837995e-08
18	50.76675 2.201087e-06
24	64.31827 7.876381e-07
30	80.37548 9.963483e-08
36	103.46355 9.918457e-10
42	115.78659 4.781288e-10
48	124.14874 8.332740e-10

One-sample kolmogorov-smirnov test

data: resi.TSR
 D = 0.094567, p-value = 0.33
 alternative hypothesis: two-sided

Lampiran 3. Hasil output RStudio Time Series Regression Model untuk Data Inflow dan Outflow di KBS wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

Hasil output RStudio Time Series Regression Model untuk Outflow Cirebon Nominal Rp100.000



Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
xDummy.T	3124.1	353.3	8.842	2.68e-13	***
xDummy.M.C1_1	-74936.4	35669.3	-2.101	0.038968	*
xDummy.M.C1_2	-49561.6	36548.8	-1.356	0.179101	
xDummy.M.C1_3	-5728.1	36700.4	-0.156	0.876385	
xDummy.M.C1_4	65918.5	36854.9	1.789	0.077665	.
xDummy.M.C1_5	82871.9	37563.9	2.206	0.030394	*
xDummy.M.C1_6	119236.7	42509.9	2.805	0.006387	**
xDummy.M.C1_7	44995.7	48035.8	0.937	0.351874	
xDummy.M.C1_8	-33603.0	43911.1	-0.765	0.446492	
xDummy.M.C1_9	12154.7	39317.9	0.309	0.758060	
xDummy.M.C1_10	47839.0	37837.7	1.264	0.209979	
xDummy.M.C1_11	67775.1	38010.5	1.783	0.078569	.
xDummy.M.C1_12	212612.3	38185.8	5.568	3.72e-07	***
xDummy.Cvt.V1.t.1.	536126.3	102644.4	5.223	1.49e-06	***
xDummy.Cvt.V1.t.	-55789.9	104659.4	-0.533	0.595547	
xDummy.Cvt.V2.t.1.	281641.9	74752.1	3.768	0.000323	***
xDummy.Cvt.V2.t.	216892.7	72172.7	3.005	0.003594	**
xDummy.Cvt.V3.t.1.	-81215.5	74283.9	-1.093	0.277711	
xDummy.Cvt.V3.t.	358439.3	74235.0	4.828	6.96e-06	***
xDummy.Cvt.V4.t.1.	87750.3	60069.2	1.461	0.148187	
xDummy.Cvt.V4.t.	518274.8	61218.3	8.466	1.41e-12	***

 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
 Residual standard error: 93560 on 76 degrees of freedom
 Multiple R-squared: 0.924, Adjusted R-squared: 0.903
 F-statistic: 43.98 on 21 and 76 DF, p-value: < 2.2e-16

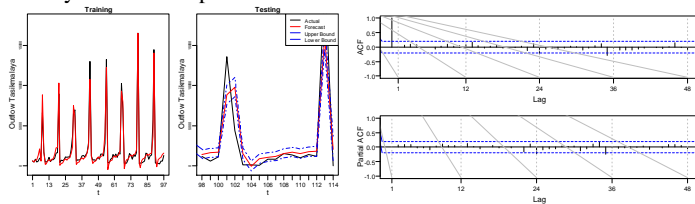
LB.result

	statistics	p.value
6	25.53341	4.347876e-07
12	30.67919	7.124006e-05
18	32.41579	2.083716e-03
24	37.48697	6.892654e-03
30	45.67058	7.006065e-03
36	57.20130	2.843149e-03
42	60.50063	8.710264e-03
48	67.87177	9.153153e-03

One-sample Kolmogorov-Smirnov test
 data: resi.TSR
 D = 0.10298. p-value = 0.2382

Lampiran 3. Hasil output RStudio Time Series Regression Model untuk Data Inflow dan Outflow di KBS wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

Hasil output RStudio Time Series Regression Model untuk Outflow TSR Tasikmalaya Nominal Rp2.000



Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)
xDummy.T	9.599	2.624	3.658	0.000466 ***
xDummy.M.C1_1	685.314	264.907	2.587	0.011591 *
xDummy.M.C1_2	501.893	271.439	1.849	0.068345 .
xDummy.M.C1_3	698.669	272.565	2.563	0.012343 *
xDummy.M.C1_4	733.319	273.712	2.679	0.009043 **
xDummy.M.C1_5	1280.694	278.978	4.591	1.72e-05 ***
xDummy.M.C1_6	2058.901	315.711	6.521	6.90e-09 ***
xDummy.M.C1_7	560.736	356.750	1.572	0.120154
xDummy.M.C1_8	-1003.128	326.117	-3.076	0.002916 **
xDummy.M.C1_9	-104.413	292.004	-0.358	0.721654
xDummy.M.C1_10	86.600	281.011	0.308	0.758793
xDummy.M.C1_11	178.626	282.295	0.633	0.528787
xDummy.M.C1_12	515.777	283.597	1.819	0.072897 .
xDummy.Cvt.V1.t.1.	13716.374	762.315	17.993	< 2e-16 ***
xDummy.Cvt.V1.t.	-1063.060	777.280	-1.368	0.175447
xDummy.Cvt.V2.t.1.	9795.421	555.165	17.644	< 2e-16 ***
xDummy.Cvt.V2.t.	1790.896	536.009	3.341	0.001296 **
xDummy.Cvt.V3.t.1.	6623.628	551.689	12.006	< 2e-16 ***
xDummy.Cvt.V3.t.	6766.544	551.325	12.273	< 2e-16 ***
xDummy.Cvt.V4.t.1.	1573.208	446.119	3.526	0.000718 ***
xDummy.Cvt.V4.t.	11144.550	454.654	24.512	< 2e-16 ***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
 Residual standard error: 694.8 on 76 degrees of freedom
 Multiple R-squared: 0.9728, Adjusted R-squared: 0.9653
 F-statistic: 129.3 on 21 and 76 DF, p-value: < 2.2e-16

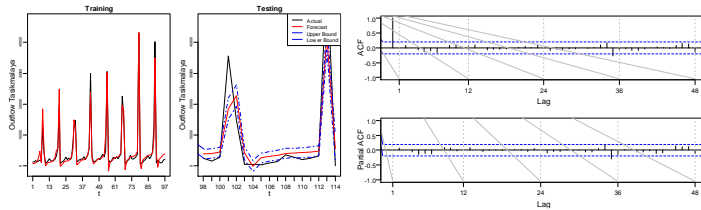
LB.result	statistics	p.value
6	2.276273	0.1313672
12	5.032050	0.6560519
18	9.262672	0.7528283
24	19.194008	0.4444553
30	21.184370	0.6822853
36	38.067186	0.1786633
42	43.986428	0.1997621
48	51.252282	0.1815546

One-sample Kolmogorov-Smirnov test

data: resi.TSR
 D = 0.1327, p-value = 0.05975
 alternative hypothesis: two-sided

Lampiran 3. Hasil *output* RStudio *Time Series Regression Model* untuk Data *Inflow* dan *Outflow* di KBS wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

Hasil *output* RStudio *Time Series Regression Model* untuk *Outflow* Tasikmalaya Nominal Rp5.000



Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
xDummy.T	31.635	7.417	4.265	5.69e-05	***
xDummy.M.C1_1	787.542	748.803	1.052	0.296254	
xDummy.M.C1_2	793.551	767.266	1.034	0.304295	
xDummy.M.C1_3	941.541	770.451	1.222	0.225460	
xDummy.M.C1_4	1334.156	773.693	1.724	0.088701	.
xDummy.M.C1_5	2274.026	788.576	2.884	0.005110	**
xDummy.M.C1_6	4595.916	892.409	5.150	1.99e-06	***
xDummy.M.C1_7	911.272	1008.414	0.904	0.369026	
xDummy.M.C1_8	-3342.971	921.824	-3.626	0.000518	***
xDummy.M.C1_9	-689.642	825.397	-0.836	0.406040	
xDummy.M.C1_10	-260.655	794.325	-0.328	0.743703	
xDummy.M.C1_11	88.210	797.953	0.111	0.912269	
xDummy.M.C1_12	691.450	801.633	0.863	0.391098	
xDummy.Cvt.V1.t.1.	35986.539	2154.808	16.701	< 2e-16	***
xDummy.Cvt.V1.t.	-2692.453	2197.109	-1.225	0.224189	
xDummy.Cvt.V2.t.1.	21535.652	1569.266	13.723	< 2e-16	***
xDummy.Cvt.V2.t.	4688.974	1515.118	3.095	0.002757	**
xDummy.Cvt.V3.t.1.	13041.599	1559.439	8.363	2.22e-12	***
xDummy.Cvt.V3.t.	14975.407	1558.411	9.609	9.16e-15	***
xDummy.Cvt.V4.t.1.	3786.962	1261.029	3.003	0.003617	**
xDummy.Cvt.V4.t.	27562.659	1285.153	21.447	< 2e-16	***

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
 Residual standard error: 1964 on 76 degrees of freedom
 Multiple R-squared: 0.962, Adjusted R-squared: 0.9515
 F-statistic: 91.54 on 21 and 76 DF, p-value: < 2.2e-16

LB.result

statistics	p.value
6	4.390956 0.03613004
12	9.149662 0.24208887
18	11.841849 0.54065303
24	13.377326 0.81870683
30	15.891100 0.91803325
36	34.058655 0.32258385
42	36.878257 0.47470411
48	49.737302 0.22280188

One-sample Kolmogorov-Smirnov test

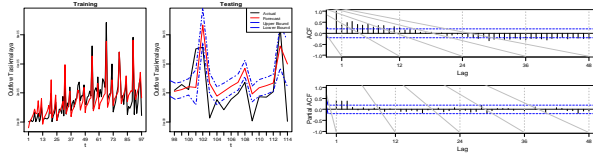
data: resi.TSR

D = 0.16043, p-value = 0.01197

alternative hypothesis: two-sided

Lampiran 3. Hasil *output* RStudio *Time Series Regression Model* untuk Data *Inflow* dan *Outflow* di KBS wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

Hasil *output* RStudio *Time Series Regression Model* untuk *Outflow* Tasikmalaya Nominal Rp50.000



Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
xDummy.T	2160.1	259.4	8.326	2.61e-12	***
xDummy.M.C1_1	-42934.0	26190.2	-1.639	0.10528	
xDummy.M.C1_2	-2392.1	26836.0	-0.089	0.92921	
xDummy.M.C1_3	9300.9	26947.3	0.345	0.73093	
xDummy.M.C1_4	25668.6	27060.8	0.949	0.34585	
xDummy.M.C1_5	42698.8	27581.3	1.548	0.12575	
xDummy.M.C1_6	75827.3	31213.0	2.429	0.01749	*
xDummy.M.C1_7	42182.0	35270.4	1.196	0.23543	
xDummy.M.C1_8	-45595.2	32241.8	-1.414	0.16140	
xDummy.M.C1_9	-15620.6	28869.2	-0.541	0.59003	
xDummy.M.C1_10	16804.8	27782.4	0.605	0.54707	
xDummy.M.C1_11	40565.6	27909.3	1.453	0.15021	
xDummy.M.C1_12	134872.6	28038.0	4.810	7.46e-06	***
xDummy.Cvt.V1.t.1.	237313.7	75366.8	3.149	0.00234	**
xDummy.Cvt.V1.t.	76087.9	76846.3	0.990	0.32525	
xDummy.Cvt.V2.t.1.	86317.5	54886.8	1.573	0.11996	
xDummy.Cvt.V2.t.	140861.7	52992.9	2.658	0.00958	**
xDummy.Cvt.V3.t.1.	-23581.3	54543.1	-0.432	0.66672	
xDummy.Cvt.V3.t.	369521.9	54507.1	6.779	2.28e-09	***
xDummy.Cvt.V4.t.1.	-25494.5	44105.9	-0.578	0.56495	
xDummy.Cvt.V4.t.	291615.1	44949.6	6.488	7.97e-09	***

 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
 Residual standard error: 68690 on 76 degrees of freedom
 Multiple R-squared: 0.9045, Adjusted R-squared: 0.8782
 F-statistic: 34.3 on 21 and 76 DF, p-value: < 2.2e-16

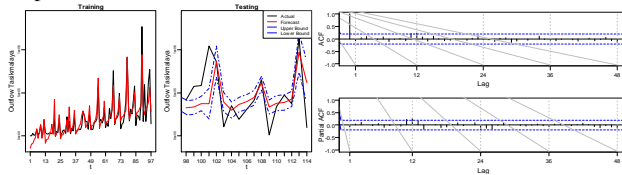
LB.result	statistics	p.value
6	116.8406	0
12	175.6174	0
18	184.9679	0
24	190.6989	0
30	237.3803	0
36	300.6906	0
42	363.7391	0
48	419.7149	0

One-sample Kolmogorov-Smirnov test

data: resi.TSR
 D = 0.062682, p-value = 0.8174
 alternative hypothesis: two-sided

Lampiran 3. Hasil *output* RStudio *Time Series Regression Model* untuk Data *Inflow* dan *Outflow* di KBS wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

Hasil *output* RStudio *Time Series Regression Model* untuk *Outflow* Tasikmalaya Nominal Rp100.000



Coefficients:

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t)	
xDummy.T	4407.0	392.4	11.230	< 2e-16	***
xDummy.M.C1_1	-144127.8	39614.8	-3.638	0.000498	***
xDummy.M.C1_2	-104646.3	40591.6	-2.578	0.011871	*
xDummy.M.C1_3	-101962.4	40760.1	-2.502	0.014517	*
xDummy.M.C1_4	-65125.7	40931.6	-1.591	0.115742	
xDummy.M.C1_5	-39129.7	41719.0	-0.938	0.351249	
xDummy.M.C1_6	56983.5	47212.2	1.207	0.231189	
xDummy.M.C1_7	-60286.3	53349.3	-1.130	0.262018	
xDummy.M.C1_8	-158098.1	48768.4	-3.242	0.001765	**
xDummy.M.C1_9	-99951.6	43667.0	-2.289	0.024861	*
xDummy.M.C1_10	-71072.1	42023.1	-1.691	0.094884	.
xDummy.M.C1_11	-27535.2	42215.1	-0.652	0.516201	
xDummy.M.C1_12	137843.0	42409.8	3.250	0.001719	**
xDummy.Cvt.V1.t.1.	513296.6	113998.5	4.503	2.38e-05	***
xDummy.Cvt.V1.t.	57959.4	116236.4	0.499	0.619478	
xDummy.Cvt.V2.t.1.	158272.4	83020.8	1.906	0.060376	.
xDummy.Cvt.V2.t.	192964.1	80156.1	2.407	0.018495	*
xDummy.Cvt.V3.t.1.	-31490.7	82500.9	-0.382	0.703749	
xDummy.Cvt.V3.t.	354772.6	82446.5	4.303	4.96e-05	***
xDummy.Cvt.V4.t.1.	-4314.4	66713.8	-0.065	0.948606	
xDummy.Cvt.V4.t.	490371.3	67990.0	7.212	3.49e-10	***

 Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
 Residual standard error: 103900 on 76 degrees of freedom
 Multiple R-squared: 0.8964, Adjusted R-squared: 0.8677
 F-statistic: 31.31 on 21 and 76 DF, p-value: < 2.2e-16

LB.result

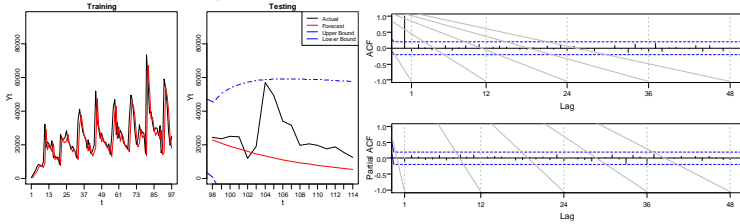
	statistics	p.value
6	7.739854	0.005401518
12	17.381726	0.015093808
18	21.275366	0.067657737
24	23.810689	0.203514606
30	27.032992	0.354238332
36	29.246040	0.556420934
42	31.548600	0.722146603
48	38.608071	0.662083633

One-sample Kolmogorov-Smirnov test

data: resi.TSR
 D = 0.10474, p-value = 0.2216
 alternative hypothesis: two-sided

Lampiran 4. Hasil *output* RStudio ARIMAX Model untuk Data *Inflow* dan *Outflow* di Keseluruhan KBS di Wilayah Jawa Barat

Hasil *output* RStudio Model ARIMAX (1,0,0) untuk *Inflow* TSR Bandung Nominal Rp2.000 dengan model

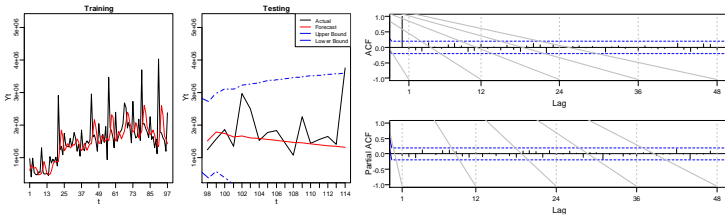


```

> coeftest(modelARIMA)      #significance test for parameter
z test of coefficients:
Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
ar1 0.461828  0.089979  5.1326 2.858e-07 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
LB.result
  statistics  p.value
6      1.352355 0.2448668
12     5.904912 0.5508952
18    11.012189 0.6097965
24    13.815538 0.7943363
30    21.376557 0.6714360
36    24.017921 0.8098126
42    25.583423 0.9215157
48    29.240221 0.9458847

One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  resi.ARIMA
D = 0.094703, p-value = 0.3283
alternative hypothesis: two-sided
    
```

Hasil *output* RStudio Model ARIMAX (3,0,0) untuk *Inflow* TSR Bandung Nominal Rp50.000



Lampiran 4. Hasil *output* RStudio ARIMAX Model untuk Data *Inflow* dan *Outflow* di Keseluruhan KBS di Wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

```

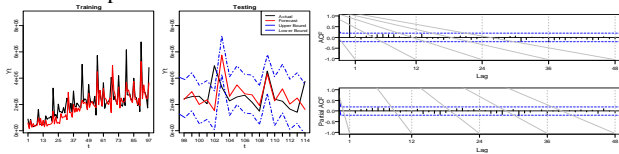
z test of coefficients:
  Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
ar1  0.33279   0.10015   3.3228 0.0008913 ***
ar2  0.24779   0.10287   2.4088 0.0160045 *
ar3  0.21475   0.10144   2.1170 0.0342614 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

LB.result
  statistics    p.value
6      4.868556 0.02735038
12     11.688787 0.11126903
18     15.876683 0.25585313
24     24.273601 0.18586585
30     24.791911 0.47408295
36     30.579863 0.48751952
42     34.814133 0.57193501
48     44.406922 0.41221039

One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  resi.ARIMA
D = 0.06516, p-value = 0.7799
alternative hypothesis: two-sided

```

Hasil *output* RStudio Model ARIMAX ([2,11],0,0) untuk *Inflow* TSR Bandung Nominal Rp100.000



```

z test of coefficients:
  Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
ar2  0.347106  0.087113  3.9846 6.760e-05 ***
ar12 0.398141  0.089806  4.4333 9.279e-06 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

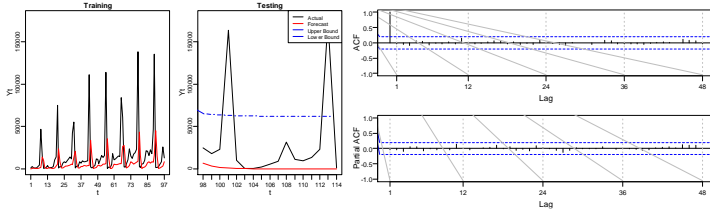
LB.result
  statistics    p.value
6      6.94797 0.008391439
12     11.52387 0.117344249
18     16.19470 0.238776112
24     19.21446 0.443157708
30     22.57102 0.602597595
36     37.19539 0.205184069
42     43.40958 0.216960977
48     51.58826 0.173198353

One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  resi.ARIMA
D = 0.075217, p-value = 0.6154
alternative hypothesis: two-sided

```

Lampiran 4. Hasil *output* RStudio ARIMAX Model untuk Data *Inflow* dan *Outflow* di Keseluruhan KBS di Wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

Hasil *output* RStudio Model ARIMAX (2,0,0) untuk *Outlow* TSR Bandung Nominal Rp2.000



```

z test of coefficients:

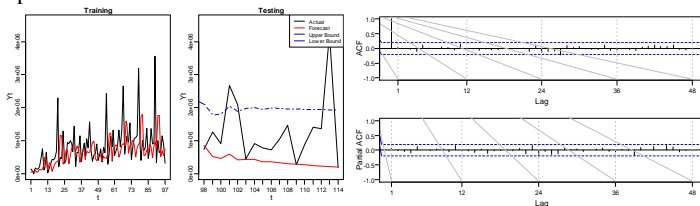
      Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
ar1 -0.380865  0.097756  -3.8961 9.776e-05 ***
ar2 -0.255766  0.097096  -2.6342 0.008434 **
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

LB.result
  statistics  p.value
6      2.684597 0.1013229
12     5.435758 0.6069435
18     7.240727 0.8893232
24     9.121447 0.9714074
30    10.664939 0.9944370
36    13.009221 0.9981224
42    14.112615 0.9997599
48    19.192854 0.9993643

One-sample kolmogorov-smirnov test

data: resi.ARIMA
D = 0.13839, p-value = 0.04405
alternative hypothesis: two-sided
    
```

Hasil *output* RStudio Model ARIMAX ([2,3],0,0) *Outflow* Bandung Nominal Rp50.000



Lampiran 4. Hasil *output* RStudio ARIMAX Model untuk Data *Inflow* dan *Outflow* di Keseluruhan KBS di Wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

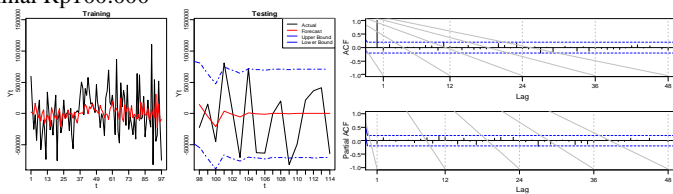
```

z test of coefficients:
      Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
ar2  0.205174   0.099512  2.0618  0.03923 *
ar3  0.222853   0.101427  2.1972  0.02801 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
LB.result
      statistics    p.value
6         2.982926  0.08414703
12        6.097475  0.52841496
18        7.262463  0.88812382
24       12.746779  0.85127796
30       23.567659  0.54445240
36       27.682963  0.63748102
42       32.009926  0.70191900
48       36.488435  0.74799446

One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  resi.ARIMA
D = 0.049894, p-value = 0.9593
alternative hypothesis: two-sided

```

Hasil *output* RStudio Model ARIMAX ([3],0,0) untuk *Outflow* TSR Bandung Nominal Rp100.000



```

z test of coefficients:
      Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
ar3  0.27844    0.10109  2.7545  0.005878 **
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

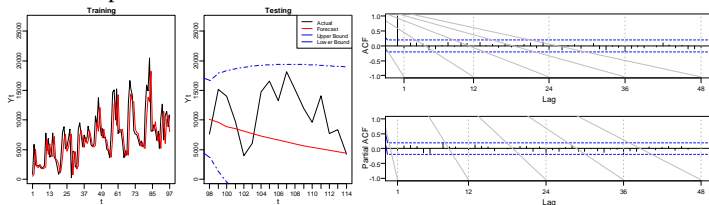
LB.result
      statistics    p.value
6         3.437676  0.06372526
12        10.888500  0.14355707
18        13.967535  0.37613433
24        21.423159  0.31389694
30        31.836449  0.16279904
36        38.114209  0.17730777
42        40.933909  0.30189003
48        45.957905  0.35067773

One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  resi.ARIMA
D = 0.069393, p-value = 0.712
alternative hypothesis: two-sided

```

Lampiran 4. Hasil *output* RStudio ARIMAX Model untuk Data *Inflow* dan *Outflow* di Keseluruhan KBS di Wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

Hasil *output* RStudio Model ARIMAX ([1,4],0,0) untuk *Inflow* TSR Cirebon Nominal Rp2.000



z test of coefficients:

	Estimate	Std. Error	z value	Pr(> z)
ar1	0.255427	0.096765	2.6397	0.008299 **
ar4	-0.202245	0.099657	-2.0294	0.042416 *

Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

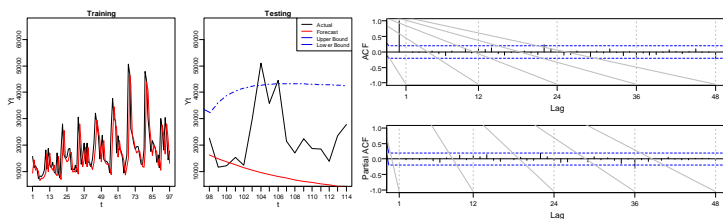
LB.result

statistics	p.value
6	5.738837 0.01659378
12	8.941639 0.25687331
18	11.324456 0.58365699
24	17.854857 0.53215229
30	21.695156 0.65328028
36	33.468986 0.34832258
42	37.573899 0.44280149
48	42.985593 0.47193148

One-sample kolmogorov-Smirnov test

data: resi.ARIMA
D = 0.067662, p-value = 0.7403

Hasil *output* RStudio Model ARIMAX (1,0,0) untuk *Inflow* TSR Cirebon Nominal Rp5.000



Lampiran 4. Hasil output RStudio ARIMAX Model untuk Data *Inflow* dan *Outflow* di Keseluruhan KBS di Wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

```

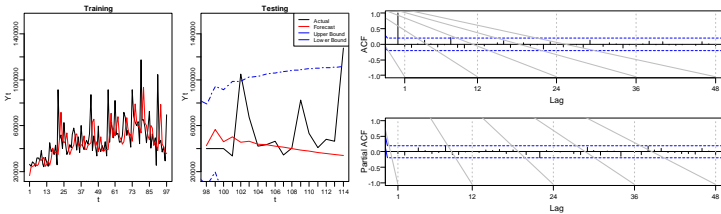
z test of coefficients:
  Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
ar1 0.290666  0.097415  2.9838 0.002847 **
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

LB.result
  statistics  p.value
6  0.5610865 0.4538228
12 4.9271654 0.6688513
18 9.8208258 0.7085163
24 18.5600871 0.4853646
30 24.2364065 0.5057495
36 32.4242118 0.3964087
42 36.2214671 0.5053507
48 47.3674752 0.2990013

One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data: resi.ARIMA
D = 0.060425, p-value = 0.8494
alternative hypothesis: two-sided

```

Hasil *output* RStudio Model ARIMAX (2,0,0) untuk *Inflow* TSR Cirebon Nominal Rp50.000



```

z test of coefficients:
  Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
ar1 0.35442  0.10154  3.4904 0.0004823 ***
ar2 0.26691  0.10366  2.5748 0.0100294 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

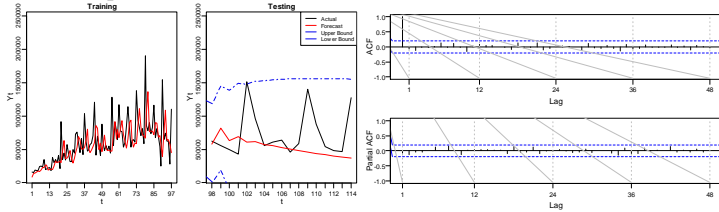
LB.result
  statistics  p.value
6  4.169201 0.04116521
12 12.616360 0.08202600
18 16.095716 0.24399989
24 21.312945 0.31976943
30 26.140491 0.40013195
36 29.773689 0.52900518
42 32.552127 0.67758694
48 34.895846 0.80581916

One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data: resi.ARIMA
D = 0.11253, p-value = 0.1587

```

Lampiran 4. Hasil *output* RStudio ARIMAX Model untuk Data *Inflow* dan *Outflow* di Keseluruhan KBS di Wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

Hasil *output* RStudio Model ARIMAX (2,0,0) untuk *Inflow* TSR Cirebon Nominal Rp100.000



```

z test of coefficients:

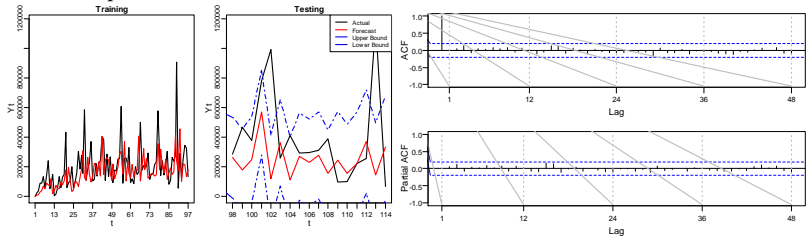
      Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
ar1  0.274127  0.097159  2.8214  0.004781 **
ar2  0.415234  0.100789  4.1198  3.791e-05 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

  LB.result
  statistics  p.value
6      3.945542 0.04699571
12     9.221026 0.23717447
18    12.733271 0.46861931
24    16.805607 0.60303568
30    21.360531 0.67234391
36    27.282319 0.65792059
42    29.499866 0.80508492
48    32.229800 0.88531372

One-sample Kolmogorov-Smirnov test

data:  resi.ARIMA
D = 0.10662, p-value = 0.2049
alternative hypothesis: two-sided
    
```

Hasil *output* RStudio Model ARIMAX ([2,11],0,0) untuk *Outlow* TSR Cirebon Nominal Rp50.000



Lampiran 4. Hasil *output* RStudio ARIMAX Model untuk Data *Inflow* dan *Outflow* di Keseluruhan KBS di Wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

```

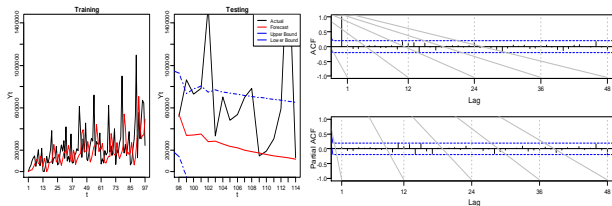
z test of coefficients:
      Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
ar2  0.202826  0.091078  2.2269 0.025952 *
ar11 0.352453  0.095025  3.7091 0.000208 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

LB.result
  statistics    p.value
6      2.908821 0.08809626
12     5.328390 0.61995561
18    11.988378 0.52859712
24    14.693453 0.74187161
30    20.601310 0.71461608
36    23.929720 0.81340188
42    30.221237 0.77732774
48    35.456123 0.78626524

One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  resi.ARIMA
D = 0.081941, p-value = 0.5066
alternative hypothesis: two-sided

```

Hasil *output* RStudio Model ARIMAX ([2,3],0,0) untuk *Outlow* TSR Cirebon Nominal Rp100.000



```

z test of coefficients:
      Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
ar2  0.271351  0.093244  2.9101 0.003613 **
ar3  0.310260  0.094752  3.2745 0.001059 **
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

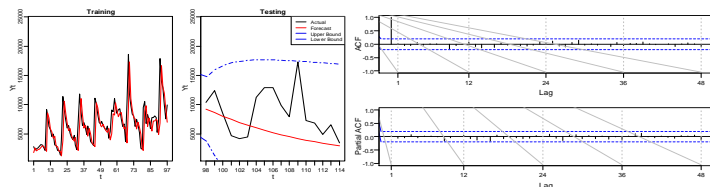
LB.result
  statistics    p.value
6      1.555592 0.2123118
12     6.868614 0.4426869
18    16.289510 0.2338493
24    19.313215 0.4369151
30    26.024850 0.4062735
36    28.050431 0.6185603
42    35.003006 0.5629725
48    44.767935 0.3975033

One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  resi.ARIMA
D = 0.062911, p-value = 0.814
alternative hypothesis: two-sided

```

Lampiran 4. Hasil *output* RStudio ARIMAX Model untuk Data *Inflow* dan *Outflow* di Keseluruhan KBS di Wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

Hasil *output* RStudio Model ARIMAX (1,0,0) untuk *Inflow* TSR Tasikmalaya Nominal Rp2.000



```

z test of coefficients:

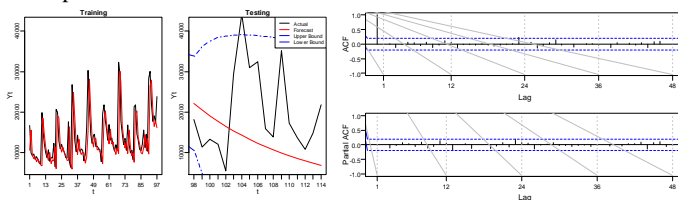
      Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
ar1  0.461828   0.089979   5.1326 2.858e-07 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

LB.result
  statistics  p.value
6      1.352355 0.2448668
12     5.904912 0.5508952
18    11.012189 0.6097965
24    13.815538 0.7943363
30    21.376557 0.6714360
36    24.017921 0.8098126
42    25.583423 0.9215157
48    29.240221 0.9458847

One-sample kolmogorov-smirnov test

data:  resi.ARIMA
D = 0.094703, p-value = 0.3283
alternative hypothesis: two-sided
    
```

Hasil *output* RStudio Model ARIMAX (1,0,0) untuk *Inflow* TSR Tasikmalaya Nominal Rp5.000



Lampiran 4. Hasil *output* RStudio ARIMAX Model untuk Data *Inflow* dan *Outflow* di Keseluruhan KBS di Wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

```

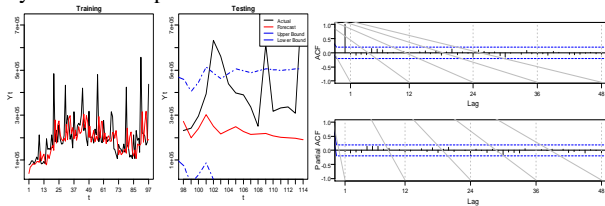
z test of coefficients:
  Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
ar1 0.295458  0.098144  3.0105 0.002608 **
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

LB.result
  statistics  p.value
6      2.240998 0.1343942
12     7.087625 0.4198138
18    10.323102 0.6673238
24    18.080298 0.5170806
30    25.306161 0.4453246
36    27.411025 0.6513795
42    30.235123 0.7767769
48    36.107307 0.7624431

One-sample kolmogorov-smirnov test
data: resi.ARIMA
D = 0.063141, p-value = 0.8106
alternative hypothesis: two-sided

```

Hasil *output* RStudio Model ARIMAX ([1,3,4],0,0) untuk *Inflow* TSR Tasikmalaya Nominal Rp50.000



```

z test of coefficients:
  Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
ar1 0.373864  0.092803  4.0286 5.612e-05 ***
ar3 0.249079  0.097339  2.5589  0.01050 *
ar4 0.235158  0.103636  2.2691  0.02326 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

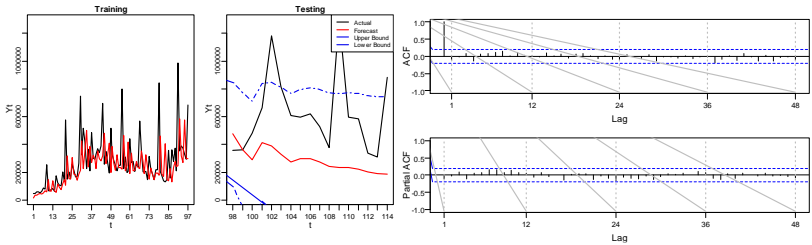
LB.result
  statistics  p.value
6      6.147381 0.01316069
12     7.442878 0.38426700
18     9.621811 0.72452901
24    15.432564 0.69473685
30    22.642120 0.59845244
36    25.097601 0.76333461
42    27.171119 0.88171734
48    29.528409 0.94132907

One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data: resi.ARIMA
D = 0.063519, p-value = 0.805
alternative hypothesis: two-sided

```

Lampiran 4. Hasil *output* RStudio ARIMAX Model untuk Data *Inflow* dan *Outflow* di Keseluruhan KBS di Wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

Hasil *output* RStudio Model ARIMAX ([1,4],0,0) untuk *Inflow* TSR Tasikmalaya Nominal Rp100.000



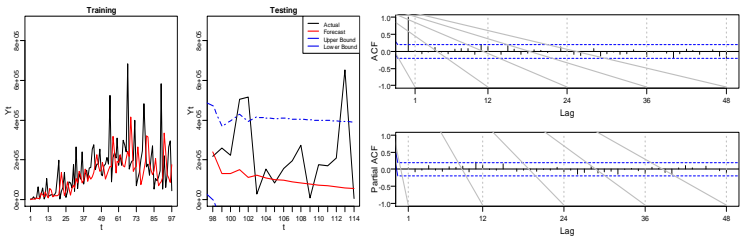
```

z test of coefficients:
      Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
ar1  0.417804   0.090676   4.6077 4.072e-06 ***
ar4  0.306098   0.089935   3.4035 0.0006652 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

LB.result
  statistics    p.value
6      5.225097 0.02226321
12     10.386215 0.16772285
18     12.861893 0.45853523
24     16.540992 0.62093351
30     20.265394 0.73276886
36     21.596701 0.89527298
42     32.402689 0.68434787
48     41.748227 0.52558354

One-sample kolmogorov-smirnov test
data: resi.ARIMA
D = 0.078422, p-value = 0.5628
alternative hypothesis: two-sided
    
```

Hasil *output* RStudio Model ARIMAX([2,3],0,0) untuk *Outflow* TSR Tasikmalaya Nominal Rp50.000



Lampiran 4. Hasil *output* RStudio ARIMAX Model untuk Data *Inflow* dan *Outflow* di Keseluruhan KBS di Wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

```

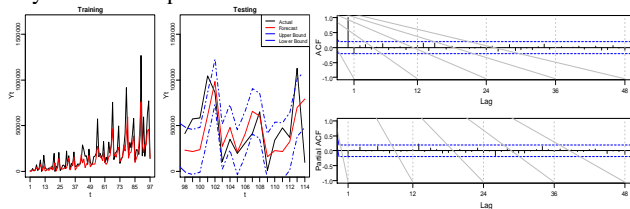
z test of coefficients:
  Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
ar2 0.298395  0.089421  3.3370 0.0008469 ***
ar3 0.363395  0.089266  4.0709 4.683e-05 ***
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

LB.result
  statistics      p.value
6      2.64742  0.10371811
12     12.44783  0.08676046
18     18.02020  0.15675410
24     20.74999  0.35077819
30     27.90232  0.31236949
36     33.55846  0.34434859
42     41.85254  0.26830304
48     55.68095  0.09298489

One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  resi.ARIMA
D = 0.059491, p-value = 0.8619
alternative hypothesis: two-sided

```

Hasil *output* RStudio Model ARIMAX ([11,12],0,0) untuk *Outlow* TSR Tasikmalaya Nominal Rp100.000



```

z test of coefficients:
  Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
ar11 0.32994  0.10756  3.0674 0.002159 **
ar12 0.34844  0.10670  3.2657 0.001092 **
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

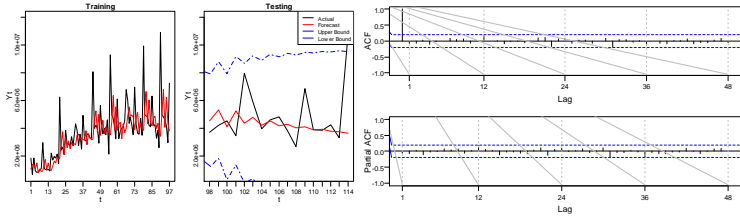
LB.result
  statistics      p.value
6      8.225543  0.004130486
12     9.876020  0.195708886
18     16.986224  0.199934585
24     17.811362  0.535070144
30     23.068128  0.573585026
36     26.606370  0.691793371
42     27.635521  0.868129988
48     32.316743  0.883097217

One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  resi.ARIMA
D = 0.10571, p-value = 0.2129

```

Lampiran 4. Hasil *output* RStudio ARIMAX Model untuk Data *Inflow* dan *Outflow* di Keseluruhan KBS di Wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

Hasil *output* RStudio Model ARIMAX $([1,2,4],0,0)$ untuk Total *Inflow* TSR Bandung



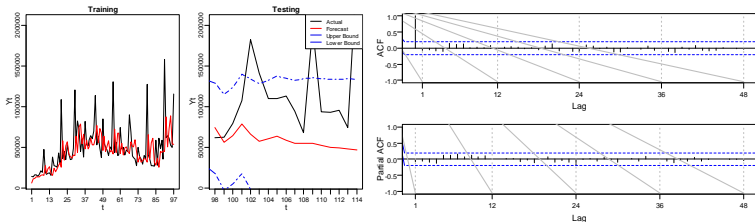
```

z test of coefficients:
      Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
ar1  0.272135   0.098226   2.7705 0.005597 **
ar2  0.178794   0.100839   1.7731 0.076220 .
ar4  0.317256   0.097297   3.2607 0.001111 **
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

LB.result
      statistics  p.value
6      2.259014  0.1328386
12     7.411217  0.3873545
18     9.013747  0.7719045
24    17.435385  0.5603972
30    19.824851  0.7559516
36    28.633768  0.5883006
42    31.593169  0.7202134
48    35.830467  0.7727086

One-sample kolmogorov-smirnov test
data: resi.ARIMA
D = 0.086979, p-value = 0.4309
alternative hypothesis: two-sided
    
```

Hasil *output* RStudio Model ARIMAX $([1,3,4],0,0)$ untuk Total *Inflow* TSR Tasikmalaya



Lampiran 4. Hasil *output* RStudio ARIMAX Model untuk Data *Inflow* dan *Outflow* di Keseluruhan KBS di Wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

```

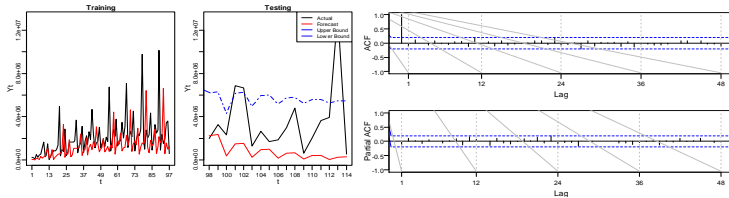
z test of coefficients:
  Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
ar1 0.311400 0.092622 3.3621 0.0007736 ***
ar3 0.250918 0.094136 2.6655 0.0076876 **
ar4 0.273354 0.099500 2.7473 0.0060093 **
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

LB.result
  statistics    p.value
6      6.143350 0.01319071
12     8.940876 0.25692884
18     9.876555 0.70399644
24    16.845152 0.60035766
30    22.707771 0.59462314
36    24.231781 0.80097344
42    30.956750 0.74735069
48    33.198979 0.85914016

One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  resi.ARIMA
D = 0.060357, p-value = 0.8503
alternative hypothesis: two-sided

```

Hasil *output* RStudio Model ARIMAX ([3],0,0) untuk Total *Outflow* TSR Bandung



```

z test of coefficients:
  Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
ar3 0.23130 0.10225 2.2622 0.02369 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

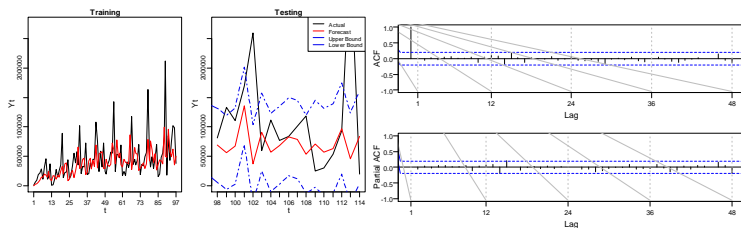
LB.result
  statistics    p.value
6      4.182971 0.04083205
12    10.873445 0.14423533
18    13.870424 0.38303232
24    22.054694 0.28154266
30    31.107160 0.18549492
36    36.678640 0.22216291
42    39.654590 0.35247384
48    44.486832 0.40893672

One-sample Kolmogorov-Smirnov test
data:  resi.ARIMA
D = 0.043995, p-value = 0.9878
alternative hypothesis: two-sided

```

Lampiran 4. Hasil *output* RStudio ARIMAX Model untuk Data *Inflow* dan *Outflow* di Keseluruhan KBS di Wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

Hasil *output* RStudio Model ARIMAX ([2,3,11],0,0) untuk Total *Outflow* TSR Cirebon



z test of coefficients:

```

      Estimate Std. Error z value Pr(>|z|)
ar2  0.197519  0.092359  2.1386 0.032469 *
ar3  0.176758  0.092511  1.9107 0.056048 .
ar11 0.277981  0.097987  2.8369 0.004555 **
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

```

LB.result

```

  statistics  p.value
6    1.245509 0.2644119
12    4.298986 0.7447677
18   14.170043 0.3619786
24   15.899585 0.6639670
30   22.260265 0.6206742
36   25.396208 0.7497203
42   30.224494 0.7771986
48   38.841606 0.6521675

```

One-sample Kolmogorov-Smirnov test

data: resi.ARIMA

D = 0.091251, p-value = 0.372

alternative hypothesis: two-sided

Lampiran 5. Plot MCCF dan MPCCF Residual Regresi *Time Series* Data *Inflow* dan *Outflow* di Keseluruhan KBS Wilayah Jawa Barat

Plot MCCF dan MPCCF Residual Regresi *Time Series* Data *Inflow* Rp2.000

Schematic Representation of Cross Correlations

Variable/ Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
yresid1	+++	+. .	+. .	+.	+. .	+. .	+. .
yresid2	+++	+.	+. .	+. .	+. .
yresid3	+++	+.	+. .

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Schematic Representation of Partial Autoregression

Variable/ Lag	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
yresid1	+.
yresid2	+.	+. .
yresid3	..+	+. .

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Plot MCCF dan MPCCF Residual Regresi *Time Series* Data *Inflow* Rp5.000

Schematic Representation of Cross Correlations

Variable/ Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
yresid1	+++	+. .	+++	+++
yresid2	+++	+.
yresid3	+++	..+

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Lampiran 5. Plot MCCF dan MPCCF Residual Regresi *Time Series* Data *Inflow* dan *Outflow* di Keseluruhan KBS Wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

Schematic Representation of Partial Autoregression

Variable/ Lag	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
yresid1	..+
yresid2	..+-+
yresid3	..+-+

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Plot MCCF dan MPCCF Residual Regresi *Time Series* Data *Inflow* Rp50.000

Schematic Representation of Cross Correlations

Variable/ Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
yresid1	..+	..+	..+	..+	..+	..+	..+	..+	..+	..+	..+	..+	..+
yresid2	..+	..+	..+	..+	..+	..+	..+	..+	..+	..+	..+	..+	..+
yresid3	..+	..+	..+	..+	..+	..+	..+	..+	..+	..+	..+	..+	..+

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Schematic Representation of Partial Autoregression

Variable/ Lag	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
yresid1	..+	..+
yresid2	..+	..-
yresid3	..+	..+	..+++

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Lampiran 5. Plot MCCF dan MPCCF Residual Regresi *Time Series* Data *Inflow* dan *Outflow* di Keseluruhan KBS Wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

Plot MCCF dan MPCCF Residual Regresi *Time Series* Data *Inflow* Rp100.000

Schematic Representation of Cross Correlations

Variable/ Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
yresid1	+++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++
yresid2	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++
yresid3	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Schematic Representation of Partial Autoregression

Variable/ Lag	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
yresid1	++
yresid2	++
yresid3	++

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Plot MCCF dan MPCCF Residual Regresi *Time Series* Data *Outflow* Rp2.000

Schematic Representation of Cross Correlations

Variable/ Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
yresid1	+++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++
yresid2	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++
yresid3	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Lampiran 5. Plot MCCF dan MPCCF Residual Regresi *Time Series* Data *Inflow* dan *Outflow* di Keseluruhan KBS Wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

Schematic Representation of Partial Autoregression

Variable/ Lag	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
yresid1	+. .-	+. .-
yresid2	.+. .-
yresid3	..+

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Plot MCCF dan MPCCF Residual Regresi *Time Series* Data *Outflow* Rp5.000

Schematic Representation of Cross Correlations

Variable/ Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
yresid1	+++ ++.	++. ++.	++. ++.	++. ++.	++. ++.	++. ++.	++. ++.	++. ++.	++. ++.	++. ++.	++. ++.	++. ++.	++. ++.
yresid2	++. ++.	++. ++.	++- ++-	++- ++-	++- ++-	++- ++-	++- ++-	++- ++-	++- ++-	++- ++-	++- ++-	++- ++-	++- ++-
yresid3	++ .+	..+ ..+	..+ ..+	..+ ..+	..+ ..+	..+ ..+	..+ ..+	..+ ..+	..+ ..+	..+ ..+	..+ ..+	..+ ..+	..+ ..+

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Schematic Representation of Partial Autoregression

Variable/ Lag	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
yresid1	+. .-	+. .-
yresid2	.+. .-
yresid3	..+

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Lampiran 5. Plot MCCF dan MPCCF Residual Regresi *Time Series* Data *Inflow* dan *Outflow* di Keseluruhan KBS Wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

Plot MCCF dan MPCCF Residual Regresi *Time Series* Data *Outflow* Rp50.000

Schematic Representation of Cross Correlations

Variable/ Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
yresid1	+++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++
yresid2	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++
yresid3	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Schematic Representation of Partial Cross Correlations

Variable/ Lag	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
yresid1	++	++
yresid2
yresid3

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Plot MCCF dan MPCCF Residual Regresi *Time Series* Data *Outflow* Rp100.000

Schematic Representation of Cross Correlations

Variable/ Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
yresid1	+++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++
yresid2	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++
yresid3	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Lampiran 5. Plot MCCF dan MPCCF Residual Regresi *Time Series* Data *Inflow* dan *Outflow* di Keseluruhan KBS Wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

Schematic Representation of Partial Autoregression

Variable/ Lag	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
yresid1	+. .-	+. .-
yresid2	.+. .-
yresid3	..+

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Plot MCCF dan MPCCF Residual Regresi *Time Series* Data Total *Inflow*

Schematic Representation of Cross Correlations

Variable/ Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
yresid1	++. ++.	++. ++.	++. ++.	++. ++.	++. ++.	++. ++.	++. ++.	++. ++.	++. ++.	++. ++.	++. ++.	++. ++.	++. ++.
yresid2	++. ++.	++. ++.	++. ++.	++. ++.	++. ++.	++. ++.	++. ++.	++. ++.	++. ++.	++. ++.	++. ++.	++. ++.	++. ++.
yresid3	..+ ..+	..+ ..+	..+ ..+	..+ ..+	..+ ..+	..+ ..+	..+ ..+	..+ ..+	..+ ..+	..+ ..+	..+ ..+	..+ ..+	..+ ..+

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Schematic Representation of Partial Autoregression

Variable/ Lag	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
yresid1	+. +.
yresid2	.+. .-
yresid3	..+ ..+

+ is > 2*std error, - is < -2*std error, . is between

Lampiran 5. Plot MCCF dan MPCCF Residual Regresi *Time Series* Data *Inflow* dan *Outflow* di Keseluruhan KBS Wilayah Jawa Barat (Lanjutan)

Plot MCCF dan MPCCF Residual Regresi *Time Series* Data Total *Outflow*

Schematic Representation of Cross Correlations													
Variable/ Lag	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
yresid1	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++
yresid2	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++	++
yresid3	..+	..+	..+	..+	..+	..+	..+	..+	..+	..+	..+	..+	..+

+ is $> 2 \cdot \text{std error}$, - is $< -2 \cdot \text{std error}$, . is between

Schematic Representation of Partial Autoregression												
Variable/ Lag	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
yresid1	+. .	+.
yresid2	+. .	..-
yresid3	..+	..+	..++

+ is $> 2 \cdot \text{std error}$, - is $< -2 \cdot \text{std error}$, . is between

Lampiran 6. Estimasi Parameter GSTARXEstimasi Parameter GSTARX Bobot *Uniform Inflow* Nominal Rp2.000

```

summary(modelGSTAR_SUR)
systemfit results
method: SUR
      N DF      SSR      detRCov      OLS-R2 McElroy-R2
system 339 333 15841938270 2.8459e+21 0.245141 0.253644
      N DF      SSR      MSE      RMSEP      R2      Adj R2
loc1 113 111 13755251789 123921187 11131.99 0.222642 0.215639
loc2 113 111 1202862890 10836603 3291.90 0.394246 0.388789
loc3 113 111 883823591 7962375 2821.77 0.323266 0.317169
The covariance matrix of the residuals used for estimation
      loc1      loc2      loc3
loc1 123217138 23028132 22377770
loc2 23028132 10798189 5546593
loc3 22377770 5546593 7952755
The covariance matrix of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 123921187 23262963 22594164
loc2 23262963 10836603 5618527
loc3 22594164 5618527 7962375
The correlations of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 1.000000 0.627990 0.712346
loc2 0.627990 1.000000 0.598062
loc3 0.712346 0.598062 1.000000
SUR estimates for 'loc1' (equation 1)
Model Formula: loc1 ~ -1 + lag1loc1 + wlag1loc1

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc1 0.8391300 0.0940287 8.92419 1.0658e-14 ***
wlag1loc1 0.2980062 0.3164898 0.94160 0.34844
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 11131.989368 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 13755251789.1147 MSE: 123921187.289322 Root MSE: 11131.989368
Multiple R-Squared: 0.222642 Adjusted R-Squared: 0.215639
SUR estimates for 'loc2' (equation 2)
Model Formula: loc2 ~ -1 + lag1loc2 + wlag1loc2

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc2 0.4681215 0.0834371 5.61047 1.4999e-07 ***
wlag1loc2 0.2396756 0.0428710 5.59063 1.6398e-07 ***
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 3291.899544 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 1202862889.52052 MSE: 10836602.608293 Root MSE: 3291.899544
Multiple R-Squared: 0.394246 Adjusted R-Squared: 0.388789
SUR estimates for 'loc3' (equation 3)
Model Formula: loc3 ~ -1 + lag1loc3 + wlag1loc3

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc3 0.4374862 0.0878484 4.98001 2.3504e-06 ***
wlag1loc3 0.2152303 0.0382874 5.62144 1.4276e-07 ***
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
SSR: 6521911908620.02 MSE: 58755963140.7209 Root MSE: 242396.293579
Multiple R-Squared: -0.062499 Adjusted R-Squared: -0.072071

```

Lampiran 6. Estimasi Parameter GSTARX (Lanjutan)

Estimasi Parameter GSTARX Bobot *Uniform Inflow* Nominal Rp.5.000

```
summary(modelGSTAR_SUR)
systemfit results
method: SUR
      N DF      SSR      detRCov      OLS-R2      McElroy-R2
system 339 333 1.03118e+11 2.58614e+23 -0.005495 0.148873
      N DF      SSR      MSE      RMSEP      R2      Adj R2
loc1 113 111 90229381378 812877310 28511.00 -0.035038 -0.044363
loc2 113 111 7763737950 69943585 8363.23 0.216544 0.209486
loc3 113 111 5124936219 46170597 6794.89 0.063080 0.054639
The covariance matrix of the residuals used for estimation
      loc1      loc2      loc3
loc1 809681565 193337011 150343122
loc2 193337011 69687904 46055227
loc3 150343122 46055227 46093369
The covariance matrix of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 812877310 194965725 150800527
loc2 194965725 69943585 46349532
loc3 150800527 46349532 46170597
The correlations of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 1.000000 0.811201 0.770073
loc2 0.811201 1.000000 0.808749
SUR estimates for 'loc1' (equation 1)
Model Formula: loc1 ~ -1 + lag1loc1 + wlag1loc1

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc1 0.424872 0.108634 3.91106 0.00015866 ***
wlag1loc1 1.350752 0.321579 4.20037 5.4032e-05 ***
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 28511.003309 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 90229381378.0691 MSE: 812877309.712334 Root MSE: 28511.003309
Multiple R-Squared: -0.035038 Adjusted R-Squared: -0.044363

SUR estimates for 'loc2' (equation 2)
Model Formula: loc2 ~ -1 + lag1loc2 + wlag1loc2

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc2 0.488724 0.0833271 5.86571 4.6953e-08 ***
wlag1loc2 0.2646165 0.0514183 5.14635 1.1570e-06 ***
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 8363.228153 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 7763737950.07404 MSE: 69943585.135802 Root MSE: 8363.228153
Multiple R-Squared: 0.216544 Adjusted R-Squared: 0.209486
SUR estimates for 'loc3' (equation 3)
Model Formula: loc3 ~ -1 + lag1loc3 + wlag1loc3

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc3 0.5655134 0.0785956 7.19523 7.7984e-11 ***
wlag1loc3 0.1525165 0.0353238 4.31767 3.4429e-05 ***
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 6794.89489 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 5124936218.97888 MSE: 46170596.567377 Root MSE: 6794.89489
Multiple R-Squared: 0.06308 Adjusted R-Squared: 0.054639
```

Lampiran 6. Estimasi Parameter GSTARX (Lanjutan)Estimasi Parameter GSTARX Bobot *Uniform Inflow* Nominal Rp50.000

```

summary(modelGSTAR_SUR)
systemfit results
method: SUR
      N  DF      SSR      detRCov  OLS-R2  McElroy-R2
system 339 333 7.65012e+13 1.01348e+31 -0.30275  0.37193
      N  DF      SSR      MSE  RMSEP      R2      Adj R2
loc1 113 111 6.80331e+13 6.12911e+11 782886 -0.291866 -0.303504
loc2 113 111 6.52652e+12 5.87975e+10 242482 -0.575242 -0.589434
loc3 113 111 1.94160e+12 1.74919e+10 132257 -0.012818 -0.021943
The covariance matrix of the residuals used for estimation
      loc1      loc2      loc3
loc1 6.08937e+11 1.80133e+11 91521987464
loc2 1.80133e+11 5.86048e+10 28407962710
loc3 9.15220e+10 2.84080e+10 17462290326
The covariance matrix of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 6.12911e+11 1.81692e+11 91971835330
loc2 1.81692e+11 5.87975e+10 28561921492
loc3 9.19718e+10 2.85619e+10 17491882028
The correlations of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 1.000000 0.955335 0.883695
loc2 0.955335 1.000000 0.885910
loc3 0.883695 0.885910 1.000000
SUR estimates for 'loc1' (equation 1)
Model Formula: loc1 ~ -1 + lag2loc1 + wlag2loc1

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag2loc1 0.7708141 0.0862877 8.93307 1.0214e-14 ***
wlag2loc1 0.6472192 0.3684342 1.75667 0.081731 .
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 782886.060307 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 68033074759928.1 MSE: 612910583422.776 Root MSE: 782886.060307
Multiple R-Squared: -0.291866 Adjusted R-Squared: -0.303504
SUR estimates for 'loc2' (equation 2)
Model Formula: loc2 ~ -1 + lag2loc2 + wlag2loc2

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag2loc2 0.7056406 0.0852599 8.27635 3.1375e-13 ***
wlag2loc2 0.1122535 0.0486525 2.30725 0.022896 *
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 242481.957961 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 6526522492936.17 MSE: 58797499936.3619 Root MSE: 242481.957961
Multiple R-Squared: -0.575242 Adjusted R-Squared: -0.589434
SUR estimates for 'loc3' (equation 3)
Model Formula: loc3 ~ -1 + lag2loc3 + wlag2loc3

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag2loc3 0.8486076 0.0646436 13.12747 < 2e-16 ***
wlag2loc3 0.0150739 0.0173080 0.87092 0.38568
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 132256.878943 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 1941598905070.23 MSE: 17491882027.6597 Root MSE: 132256.878943
Multiple R-Squared: -0.012818 Adjusted R-Squared: -0.021943

```


Lampiran 6. Estimasi Parameter GSTARX (Lanjutan)

Estimasi Parameter GSTARX Bobot *Uniform Inflow* Nominal Rp100.000

```
summary(modelGSTAR_SUR)
systemfit results
method: SUR
      N  DF      SSR      detRCov      OLS-R2  McElroy-R2
system 339 333 2.29554e+14 2.64672e+32 -0.274241  0.282128
      N  DF      SSR      MSE      RMSEP      R2      Adj R2
loc1 113 111 2.07235e+14 1.86698e+12 1366375 -0.278141 -0.289656
loc2 113 111 1.57969e+13 1.42314e+11 377245 -0.330445 -0.342431
loc3 113 111 6.52191e+12 5.87560e+10 242396 -0.062499 -0.072071
The covariance matrix of the residuals used for estimation
      loc1      loc2      loc3
loc1 1.85931e+12 4.85001e+11 2.93870e+11
loc2 4.85001e+11 1.40531e+11 7.95155e+10
loc3 2.93870e+11 7.95155e+10 5.87235e+10
The covariance matrix of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 1.86698e+12 4.92510e+11 2.95605e+11
loc2 4.92510e+11 1.42314e+11 8.04944e+10
loc3 2.95605e+11 8.04944e+10 5.87560e+10
The correlations of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 1.000000 0.952334 0.885162
loc2 0.952334 1.000000 0.871751
loc3 0.885162 0.871751 1.000000
SUR estimates for 'loc1' (equation 1)
Model Formula: loc1 ~ -1 + lag1loc1 + wlag1loc1

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc1 0.6665989 0.0950319 7.01447 1.9168e-10 ***
wlag1loc1 0.8718972 0.4181174 2.08529 0.039335 *
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 1366375.089967 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 207234878399513 MSE: 1866980886482.1 Root MSE: 1366375.089967
Multiple R-Squared: -0.278141 Adjusted R-Squared: -0.289656
SUR estimates for 'loc2' (equation 2)
Model Formula: loc2 ~ -1 + lag1loc2 + wlag1loc2

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc2 0.6747616 0.0866816 7.78437 3.9606e-12 ***
wlag1loc2 0.0900943 0.0461887 1.95057 0.053629 .
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 377245.356512 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 15796860550131.4 MSE: 142314059010.193 Root MSE: 377245.356512
Multiple R-Squared: -0.330445 Adjusted R-Squared: -0.342431
SUR estimates for 'loc3' (equation 3)
Model Formula: loc3 ~ -1 + lag1loc3 + wlag1loc3

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc3 0.7633737 0.0712326 10.71663 < 2e-16 ***
wlag1loc3 0.0160720 0.0209118 0.76856 0.44378
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 242396.293579 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 6521911908620.02 MSE: 58755963140.7209 Root MSE: 242396.293579
Multiple R-Squared: -0.062499 Adjusted R-Squared: -0.072071
```

Lampiran 6. Estimasi Parameter GSTARX (Lanjutan)Estimasi Parameter GSTARX Bobot *Uniform Total Inflow*

```

summary(modelGSTAR_SUR)
systemfit results
method: SUR
      N DF      SSR      detRCov      OLS-R2  McElroy-R2
system 339 333 6.05121e+14 4.50938e+33 -0.263777 0.322784
      N DF      SSR      MSE      RMSEP      R2      Adj R2
loc1 113 111 5.40567e+14 4.86997e+12 2206801 -0.265219 -0.276617
loc2 113 111 4.62631e+13 4.16785e+11 645589 -0.386349 -0.398839
loc3 113 111 1.82912e+13 1.64785e+11 405938 -0.005161 -0.014216
The covariance matrix of the residuals used for estimation
      loc1      loc2      loc3
loc1 4.82289e+12 1.34698e+12 7.95245e+11
loc2 1.34698e+12 4.12746e+11 2.32796e+11
loc3 7.95245e+11 2.32796e+11 1.64691e+11
The covariance matrix of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 4.86997e+12 1.37069e+12 8.01415e+11
loc2 1.37069e+12 4.16785e+11 2.35247e+11
loc3 8.01415e+11 2.35247e+11 1.64785e+11
The correlations of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 1.000000 0.960124 0.889463
loc2 0.960124 1.000000 0.892539
loc3 0.889463 0.892539 1.000000
SUR estimates for 'loc1' (equation 1)
Model Formula: loc1 ~ -1 + lag2loc1 + wlag2loc1

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag2loc1 0.7204900 0.0927016 7.77214 4.2162e-12 ***
wlag2loc1 0.7835396 0.3993117 1.96223 0.052239 .
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 2206801.005664 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 540566745324509 MSE: 4869970678599.18 Root MSE: 2206801.005664
Multiple R-Squared: -0.265219 Adjusted R-Squared: -0.276617
SUR estimates for 'loc2' (equation 2)
Model Formula: loc2 ~ -1 + lag2loc2 + wlag2loc2

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag2loc2 0.6950893 0.0868001 8.00793 1.2572e-12 ***
wlag2loc2 0.1030715 0.0477209 2.15988 0.032933 *
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 645588.503643 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 46263081279993 MSE: 416784516035.973 Root MSE: 645588.503643
Multiple R-Squared: -0.386349 Adjusted R-Squared: -0.398839
SUR estimates for 'loc3' (equation 3)
Model Formula: loc3 ~ -1 + lag2loc3 + wlag2loc3

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag2loc3 0.8247043 0.0706377 11.67512 < 2e-16 ***
wlag2loc3 0.0152834 0.0204906 0.74587 0.45732
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 405937.720832 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 18291183084535 MSE: 164785433194.009 Root MSE: 405937.720832
Multiple R-Squared: -0.005161 Adjusted R-Squared: -0.014216

```

Lampiran 6. Estimasi Parameter GSTARX (Lanjutan)

Estimasi Parameter GSTARX Bobot *Uniform Outflow* Nominal Rp2.000

```

summary(modelGSTAR_SUR)
systemfit results
method: SUR
      N  DF      SSR      detRCov      OLS-R2  MCElroy-R2
system 339 333 1.61099e+11 6.0704e+21 -0.23234 -0.057634
      N  DF      SSR      MSE      RMSEP      R2      Adj R2
loc1 113 111 1.46823e+11 1322731096 36369.37 -0.239465 -0.250631
loc2 113 111 1.23520e+10 111278907 10548.88 -0.153901 -0.164297
loc3 113 111 1.92414e+09 17334607 4163.48 -0.229610 -0.240687
The covariance matrix of the residuals used for estimation
      loc1      loc2      loc3
loc1 1287393429 358849363 143505570
loc2 358849363 107852866 41349237
loc3 143505570 41349237 17315253
The covariance matrix of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 1322731096 370654033 147427223
loc2 370654033 111278907 42762775
loc3 147427223 42762775 17334607
The correlations of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 1.000000 0.963148 0.969277
loc2 0.963148 1.000000 0.971277
loc3 0.969277 0.971277 1.000000
SUR estimates for 'loc1' (equation 1)
Model Formula: loc1 ~ -1 + lag1loc1 + wlag1loc1

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc1 0.203321 0.134899 1.50721 0.13460
wlag1loc1 0.349228 0.605953 0.57633 0.56556
Residual standard error: 36369.3703 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 146823151656.422 MSE: 1322731096.0038 Root MSE: 36369.3703
Multiple R-Squared: -0.239465 Adjusted R-Squared: -0.250631
SUR estimates for 'loc2' (equation 2)
Model Formula: loc2 ~ -1 + lag1loc2 + wlag1loc2

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc2 -0.0621970 0.1139588 -0.54579 0.586309
wlag1loc2 0.1730432 0.0688449 2.51352 0.013388 *
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 10548.881779 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 12351958654.0339 MSE: 111278906.793098 Root MSE: 10548.881779
Multiple R-Squared: -0.153901 Adjusted R-Squared: -0.164297
SUR estimates for 'loc3' (equation 3)
Model Formula: loc3 ~ -1 + lag1loc3 + wlag1loc3

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc3 0.1910981 0.1249851 1.52897 0.12912
wlag1loc3 0.0203819 0.0266422 0.76502 0.44588
Residual standard error: 4163.4849 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 1924141323.34157 MSE: 17334606.516591 Root MSE: 4163.4849
Multiple R-Squared: -0.22961 Adjusted R-Squared: -0.240687

```

Lampiran 6. Estimasi Parameter GSTARX (Lanjutan)Estimasi Parameter GSTARX Bobot *Uniform Outflow* Nominal Rp5.000

```

summary(modelGSTAR_SUR)
systemfit results
method: SUR
      N  DF      SSR      detRCov      OLS-R2  MCEIroy-R2
system 339 333 7.29365e+11 6.45693e+23 -0.200994 -0.069563
      N  DF      SSR      MSE      RMSEP      R2      Adj R2
loc1 113 111 6.50323e+11 5858765138 76542.6 -0.206551 -0.217421
loc2 113 111 6.68483e+10 602236565 24540.5 -0.148247 -0.158592
loc3 113 111 1.21942e+10 109857746 10481.3 -0.208526 -0.219414
The covariance matrix of the residuals used for estimation
      loc1      loc2      loc3
loc1 5858611768 1808570004 783984077
loc2 1808570004 602096086 251867144
loc3 783984077 251867144 109772454
The covariance matrix of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 5858765138 1809103758 785037625
loc2 1809103758 602236565 252070325
loc3 785037625 252070325 109857746
The correlations of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 1.000000 0.959502 0.975121
loc2 0.959502 1.000000 0.978860
loc3 0.975121 0.978860 1.000000
SUR estimates for 'loc1' (equation 1)
Model Formula: loc1 ~ -1 + lag1loc1 + wlag1loc1
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc1 0.099260 0.112201 0.88467 0.37825
wlag1loc1 0.587971 0.426876 1.37738 0.17117
Residual standard error: 76542.570754 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 650322930281.755 MSE: 5858765137.67347 Root MSE: 76542.570754
Multiple R-Squared: -0.206551 Adjusted R-Squared: -0.217421
SUR estimates for 'loc2' (equation 2)
Model Formula: loc2 ~ -1 + lag1loc2 + wlag1loc2
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc2 0.0231432 0.0815814 0.28368 0.777182
wlag1loc2 0.1250820 0.0599889 2.08509 0.039355 *
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 24540.508654 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 66848258714.192 MSE: 602236564.992721 Root MSE: 24540.508654
Multiple R-Squared: -0.148247 Adjusted R-Squared: -0.158592
SUR estimates for 'loc3' (equation 3)
Model Formula: loc3 ~ -1 + lag1loc3 + wlag1loc3
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc3 0.0259906 0.0975843 0.26634 0.790472
wlag1loc3 0.0515509 0.0267207 1.92924 0.056253 .
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 10481.304585 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111

```

Lampiran 6. Estimasi Parameter GSTARX (Lanjutan)

Estimasi Parameter GSTARX Bobot *Uniform Outflow* Nominal Rp50.000

```
summary(modelGSTAR_SUR)
systemfit results
method: SUR
      N  DF      SSR      detRCov      OLS-R2  McElroy-R2
system 339 333 9.02057e+13 1.32058e+31 -0.509333  0.103248
      N  DF      SSR      MSE      RMSEP      R2      Adj R2
loc1 113 111 8.19978e+13 7.38719e+11 859488 -0.526932 -0.540688
loc2 113 111 5.46372e+12 4.92227e+10 221862 -0.375347 -0.387737
loc3 113 111 2.74413e+12 2.47218e+10 157232 -0.311972 -0.323791
The covariance matrix of the residuals used for estimation
      loc1      loc2      loc3
loc1 7.35495e+11 1.76195e+11 1.24047e+11
loc2 1.76195e+11 4.86275e+10 3.17092e+10
loc3 1.24047e+11 3.17092e+10 2.46887e+10
The covariance matrix of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 7.38719e+11 1.78452e+11 1.25059e+11
loc2 1.78452e+11 4.92227e+10 3.21678e+10
loc3 1.25059e+11 3.21678e+10 2.47218e+10
The correlations of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 1.000000 0.928123 0.915747
loc2 0.928123 1.000000 0.912802
loc3 0.915747 0.912802 1.000000
SUR estimates for 'loc1' (equation 1)
Model Formula: loc1 ~ -1 + lag2loc1 + wlag2loc1

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag2loc1 0.348588  0.117498 2.96675 0.0036863 **
wlag2loc1 1.348668  0.488507 2.76080 0.0067483 **
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 859487.679931 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 81997816986822.3 MSE: 738719071953.354 Root MSE: 859487.679931
Multiple R-Squared: -0.526932 Adjusted R-Squared: -0.540688
SUR estimates for 'loc2' (equation 2)
Model Formula: loc2 ~ -1 + lag2loc2 + wlag2loc2

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag2loc2 0.6366713  0.0907810 7.01326 1.9284e-10 ***
wlag2loc2 0.0238637  0.0469841 0.50791  0.61252
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 221861.935243 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 5463721732366.78 MSE: 49222718309.6106 Root MSE: 221861.935243
Multiple R-Squared: -0.375347 Adjusted R-Squared: -0.387737
SUR estimates for 'loc3' (equation 3)
Model Formula: loc3 ~ -1 + lag2loc3 + wlag2loc3

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag2loc3 0.5521870  0.0883179 6.25227 7.725e-09 ***
wlag2loc3 0.0395498  0.0317794 1.24451  0.21593
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
```

Lampiran 6. Estimasi Parameter GSTARX (Lanjutan)Estimasi Parameter GSTARX Bobot *Uniform Outflow* Nominal Rp100.000

```

summary(mode1GSTAR_SUR)
systemfit results
method: SUR
      N DF      SSR      detRCov      OLS-R2 McElroy-R2
system 339 333 2.82327e+14 3.65529e+32 -0.428384 0.116775
      N DF      SSR      MSE      RMSEP      R2      Adj R2
loc1 113 111 2.62257e+14 2.36267e+12 1537099 -0.455475 -0.468587
loc2 113 111 1.24787e+13 1.12421e+11 335292 -0.182830 -0.193486
loc3 113 111 7.59166e+12 6.83933e+10 261521 -0.097262 -0.107147
The covariance matrix of the residuals used for estimation
      loc1      loc2      loc3
loc1 2.22567e+12 4.45169e+11 3.42624e+11
loc2 4.45169e+11 1.10694e+11 7.09018e+10
loc3 3.42624e+11 7.09018e+10 6.49502e+10
The covariance matrix of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 2.36267e+12 4.71483e+11 3.75143e+11
loc2 4.71483e+11 1.12421e+11 7.75358e+10
loc3 3.75143e+11 7.75358e+10 6.83933e+10
The correlations of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 1.000000 0.903856 0.924460
loc2 0.903856 1.000000 0.869853
loc3 0.924460 0.869853 1.000000
SUR estimates for 'loc1' (equation 1)
Model Formula: loc1 ~ -1 + lag1loc1 + wlag1loc1

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc1 0.656640 0.124907 5.25702 7.1693e-07 ***
wlag1loc1 -0.332222 0.570816 -0.58201 0.56174
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 1537099.440848 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 262256890707208 MSE: 2362674691055.93 Root MSE: 1537099.440848
Multiple R-Squared: -0.455475 Adjusted R-Squared: -0.468587

```

Lampiran 6. Estimasi Parameter GSTARX (Lanjutan)

Estimasi Parameter GSTARX Bobot *Uniform Total Outflow*

```

summary(modelGSTAR_SUR)
systemfit results
method: SUR
      N  DF      SSR      detRCov  OLS-R2  McElroy-R2
system 339 333 7.58707e+14 4.39001e+33 -0.43284  0.059563
      N  DF      SSR      MSE  RMSEP      R2  Adj R2
loc1 113 111 6.98259e+14 6.29063e+12 2508112 -0.451347 -0.464422
loc2 113 111 3.96444e+13 3.57157e+11 597626 -0.259132 -0.270476
loc3 113 111 2.08028e+13 1.87413e+11 432912 -0.229812 -0.240892
The covariance matrix of the residuals used for estimation
      loc1      loc2      loc3
loc1 6.19844e+12 1.38607e+12 9.90724e+11
loc2 1.38607e+12 3.57064e+11 2.29341e+11
loc3 9.90724e+11 2.29341e+11 1.81062e+11
The covariance matrix of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 6.29063e+12 1.40613e+12 1.03326e+12
loc2 1.40613e+12 3.57157e+11 2.38732e+11
loc3 1.03326e+12 2.38732e+11 1.87413e+11
The correlations of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 1.000000 0.929916 0.944715
loc2 0.929916 1.000000 0.912471
loc3 0.944715 0.912471 1.000000
SUR estimates for 'loc1' (equation 1)
Model Formula: loc1 ~ -1 + lag2loc1 + wlag2loc1
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag2loc1 0.489216 0.123580 3.95869 0.00013334 ***
wlag2loc1 0.511442 0.542174 0.94332 0.34756722
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 2508111.966705 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 698259445765640 MSE: 6290625637528.29 Root MSE: 2508111.966705
Multiple R-Squared: -0.451347 Adjusted R-Squared: -0.464422
SUR estimates for 'loc2' (equation 2)
Model Formula: loc2 ~ -1 + lag2loc2 + wlag2loc2
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag2loc2 0.4763490 0.1035370 4.60076 1.1243e-05 ***
wlag2loc2 0.0656723 0.0491600 1.33589 0.18432
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 597625.951069 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 39644402290429 MSE: 357156777391.253 Root MSE: 597625.951069
Multiple R-Squared: -0.259132 Adjusted R-Squared: -0.270476
SUR estimates for 'loc3' (equation 3)
Model Formula: loc3 ~ -1 + lag2loc3 + wlag2loc3
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag2loc3 0.4645751 0.1058145 4.39047 2.5927e-05 ***
wlag2loc3 0.0491848 0.0354874 1.38598 0.16853
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 432911.654432 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 20802787560313.1 MSE: 187412500543.361 Root MSE: 432911.654432
Multiple R-Squared: -0.229812 Adjusted R-Squared: -0.240892

```

Lampiran 6. Estimasi Parameter GSTARX (Lanjutan)

Estimasi Parameter GSTARX Bobot Biner *Inflow* Nominal Rp2.000

```

systemfit results
method: SUR
      N  DF      SSR      detRCov      OLS-R2  McElroy-R2
system 339 333 15841938270 2.8459e+21 0.245141 0.253644
      N  DF      SSR      MSE      RMSEP      R2  Adj R2
loc1 113 111 13755251789 123921187 11131.99 0.222642 0.215639
loc2 113 111 1202862890 10836603 3291.90 0.394246 0.388789
loc3 113 111 883823591 7962375 2821.77 0.323266 0.317169
The covariance matrix of the residuals used for estimation
      loc1      loc2      loc3
loc1 123217138 23028132 22377770
loc2 23028132 10798189 5546593
loc3 22377770 5546593 7952755
The covariance matrix of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 123921187 23262963 22594164
loc2 23262963 10836603 5618527
loc3 22594164 5618527 7962375
The correlations of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 1.000000 0.627990 0.712346
loc2 0.627990 1.000000 0.598062
loc3 0.712346 0.598062 1.000000
SUR estimates for 'loc1' (equation 1)
Model Formula: loc1 ~ -1 + lag1loc1 + wlag1loc1

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc1 0.8391300 0.0940287 8.92419 1.0658e-14 ***
wlag1loc1 0.2980062 0.3164898 0.94160 0.34844
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 11131.989368 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 13755251789.1147 MSE: 123921187.289322 Root MSE: 11131.989368
Multiple R-Squared: 0.222642 Adjusted R-Squared: 0.215639
SUR estimates for 'loc2' (equation 2)
Model Formula: loc2 ~ -1 + lag1loc2 + wlag1loc2

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc2 0.4681215 0.0834371 5.61047 1.4999e-07 ***
wlag1loc2 0.2396756 0.0428710 5.59063 1.6398e-07 ***
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 3291.899544 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 1202862889.52052 MSE: 10836602.608293 Root MSE: 3291.899544
Multiple R-Squared: 0.394246 Adjusted R-Squared: 0.388789
SUR estimates for 'loc3' (equation 3)
Model Formula: loc3 ~ -1 + lag1loc3 + wlag1loc3

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc3 0.4374862 0.0878484 4.98001 2.3504e-06 ***
wlag1loc3 0.2152303 0.0382874 5.62144 1.4276e-07 ***
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 2821.768009 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 883823591.483961 MSE: 7962374.698054 Root MSE: 2821.768009
Multiple R-Squared: 0.323266 Adjusted R-Squared: 0.317169

```


Lampiran 6. Estimasi Parameter GSTARX (Lanjutan)

Estimasi Parameter GSTARX Bobot Biner *Inflow* Nominal Rp5.000

```

summary(modelGSTAR_SUR)
systemfit results
method: SUR
      N  DF      SSR      detRCov      OLS-R2  McElroy-R2
system 339 333 1.03118e+11 2.58614e+23 -0.005495  0.148873
      N  DF      SSR      MSE      RMSEP      R2      Adj R2
loc1 113 111 90229381378 812877310 28511.00 -0.035038 -0.044363
loc2 113 111 7763737950 69943585 8363.23 0.216544 0.209486
loc3 113 111 5124936219 46170597 6794.89 0.063080 0.054639
The covariance matrix of the residuals used for estimation
      loc1      loc2      loc3
loc1 809681565 193337011 150343122
loc2 193337011 69687904 46055227
loc3 150343122 46055227 46093369
The covariance matrix of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 812877310 194965725 150800527
loc2 194965725 69943585 46349532
loc3 150800527 46349532 46170597
The correlations of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 1.000000 0.811201 0.770073
loc2 0.811201 1.000000 0.808749
loc3 0.770073 0.808749 1.000000
SUR estimates for 'loc1' (equation 1)
Model Formula: loc1 ~ -1 + lag1loc1 + wlag1loc1
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc1 0.424872 0.108634 3.91106 0.00015866 ***
wlag1loc1 1.350752 0.321579 4.20037 5.4032e-05 ***
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 28511.003309 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 90229381378.0691 MSE: 812877309.712334 Root MSE: 28511.003309
Multiple R-Squared: -0.035038 Adjusted R-Squared: -0.044363
SUR estimates for 'loc2' (equation 2)
Model Formula: loc2 ~ -1 + lag1loc2 + wlag1loc2
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc2 0.488724 0.0833271 5.86571 4.6953e-08 ***
wlag1loc2 0.2646165 0.0514183 5.14635 1.1570e-06 ***
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 8363.228153 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 7763737950.07404 MSE: 69943585.135802 Root MSE: 8363.228153
Multiple R-Squared: 0.216544 Adjusted R-Squared: 0.209486
SUR estimates for 'loc3' (equation 3)
Model Formula: loc3 ~ -1 + lag1loc3 + wlag1loc3
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc3 0.5655134 0.0785956 7.19523 7.7984e-11 ***
wlag1loc3 0.1525165 0.0353238 4.31767 3.4429e-05 ***
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 6794.89489 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 5124936218.97888 MSE: 46170596.567377 Root MSE: 6794.89489
Multiple R-Squared: 0.06308 Adjusted R-Squared: 0.054639

```

Lampiran 6. Estimasi Parameter GSTARX (Lanjutan)Estimasi Parameter GSTARX Bobot Biner *Inflow* Nominal Rp50.000

```

summary(modelGSTAR_SUR)
systemfit results
method: SUR
      N  DF      SSR      detRCov  OLS-R2  MCElroy-R2
system 339 333 7.65012e+13 1.01348e+31 -0.30275  0.37193
      N  DF      SSR      MSE  RMSEP      R2  Adj R2
loc1 113 111 6.80331e+13 6.12911e+11 782886 -0.291866 -0.303504
loc2 113 111 6.52652e+12 5.87975e+10 242482 -0.575242 -0.589434
loc3 113 111 1.94160e+12 1.74919e+10 132257 -0.012818 -0.021943
The covariance matrix of the residuals used for estimation
      loc1      loc2      loc3
loc1 6.08937e+11 1.80133e+11 91521987464
loc2 1.80133e+11 5.86048e+10 28407962710
loc3 9.15220e+10 2.84080e+10 17462290326
The covariance matrix of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 6.12911e+11 1.81692e+11 91971835330
loc2 1.81692e+11 5.87975e+10 28561921492
loc3 9.19718e+10 2.85619e+10 17491882028
The correlations of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 1.000000 0.955335 0.883695
loc2 0.955335 1.000000 0.885910
loc3 0.883695 0.885910 1.000000
SUR estimates for 'loc1' (equation 1)
Model Formula: loc1 ~ -1 + lag2loc1 + wlag2loc1
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag2loc1 0.7708141 0.0862877 8.93307 1.0214e-14 ***
wlag2loc1 0.6472192 0.3684342 1.75667 0.081731 .
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 782886.060307 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 68033074759928.1 MSE: 612910583422.776 Root MSE: 782886.060307
Multiple R-Squared: -0.291866 Adjusted R-Squared: -0.303504
SUR estimates for 'loc2' (equation 2)
Model Formula: loc2 ~ -1 + lag2loc2 + wlag2loc2
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag2loc2 0.7056406 0.0852599 8.27635 3.1375e-13 ***
wlag2loc2 0.1122535 0.0486525 2.30725 0.022896 *
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 242481.957961 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 6526522492936.17 MSE: 58797499936.3619 Root MSE: 242481.957961
Multiple R-Squared: -0.575242 Adjusted R-Squared: -0.589434
SUR estimates for 'loc3' (equation 3)
Model Formula: loc3 ~ -1 + lag2loc3 + wlag2loc3
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag2loc3 0.8486076 0.0646436 13.12747 < 2e-16 ***
wlag2loc3 0.0150739 0.0173080 0.87092 0.38568
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 132256.878943 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 1941598905070.23 MSE: 17491882027.6597 Root MSE: 132256.878943
Multiple R-Squared: -0.012818 Adjusted R-Squared: -0.021943

```

Lampiran 6. Estimasi Parameter GSTARX (Lanjutan)Estimasi Parameter GSTARX Bobot Biner *Inflow* Nominal Rp100.000

```

summary(modelGSTAR_SUR)
systemfit results
method: SUR
      N  DF      SSR      detRCov      OLS-R2  McE|roy-R2
system 339 333 2.29554e+14 2.64672e+32 -0.274241  0.282128
      N  DF      SSR      MSE      RMSEP      R2      Adj R2
loc1 113 111 2.07235e+14 1.86698e+12 1366375 -0.278141 -0.289656
loc2 113 111 1.57969e+13 1.42314e+11 377245 -0.330445 -0.342431
loc3 113 111 6.52191e+12 5.87560e+10 242396 -0.062499 -0.072071
The covariance matrix of the residuals used for estimation
      loc1      loc2      loc3
loc1 1.85931e+12 4.85001e+11 2.93870e+11
loc2 4.85001e+11 1.40531e+11 7.95155e+10
loc3 2.93870e+11 7.95155e+10 5.87235e+10
The covariance matrix of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 1.86698e+12 4.92510e+11 2.95605e+11
loc2 4.92510e+11 1.42314e+11 8.04944e+10
loc3 2.95605e+11 8.04944e+10 5.87560e+10
The correlations of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 1.000000 0.952334 0.885162
loc2 0.952334 1.000000 0.871751
loc3 0.885162 0.871751 1.000000
SUR estimates for 'loc1' (equation 1)
Model Formula: loc1 ~ -1 + lag1loc1 + wlag1loc1
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc1 0.6665989 0.0950319 7.01447 1.9168e-10 ***
wlag1loc1 0.8718972 0.4181174 2.08529 0.039335 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 1366375.089967 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 207234878399513 MSE: 1866980886482.1 Root MSE: 1366375.089967
Multiple R-Squared: -0.278141 Adjusted R-Squared: -0.289656
SUR estimates for 'loc2' (equation 2)
Model Formula: loc2 ~ -1 + lag1loc2 + wlag1loc2
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc2 0.6747616 0.0866816 7.78437 3.9606e-12 ***
wlag1loc2 0.0900943 0.0461887 1.95057 0.053629 .
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 377245.356512 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 15796860550131.4 MSE: 142314059010.193 Root MSE: 377245.356512
Multiple R-Squared: -0.330445 Adjusted R-Squared: -0.342431
SUR estimates for 'loc3' (equation 3)
Model Formula: loc3 ~ -1 + lag1loc3 + wlag1loc3
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc3 0.7633737 0.0712326 10.71663 < 2e-16 ***
wlag1loc3 0.0160720 0.0209118 0.76856 0.44378
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 242396.293579 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 6521911908620.02 MSE: 58755963140.7209 Root MSE: 242396.293579
Multiple R-Squared: -0.062499 Adjusted R-Squared: -0.072071

```

Lampiran 6. Estimasi Parameter GSTARX (Lanjutan)Estimasi Parameter GSTARX Bobot Biner Total *Inflow*

```

summary(modelGSTAR_SUR)
systemfit results
method: SUR
      N  DF      SSR      detRCov      OLS-R2  McElroy-R2
system 339 333 6.05121e+14 4.50938e+33 -0.263777  0.322784
      N  DF      SSR      MSE      RMSEP      R2      Adj R2
loc1 113 111 5.40567e+14 4.86997e+12 2206801 -0.265219 -0.276617
loc2 113 111 4.62631e+13 4.16785e+11 645589 -0.386349 -0.398839
loc3 113 111 1.82912e+13 1.64785e+11 405938 -0.005161 -0.014216
The covariance matrix of the residuals used for estimation
      loc1      loc2      loc3
loc1 4.82289e+12 1.34698e+12 7.95245e+11
loc2 1.34698e+12 4.12746e+11 2.32796e+11
loc3 7.95245e+11 2.32796e+11 1.64691e+11
The covariance matrix of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 4.86997e+12 1.37069e+12 8.01415e+11
loc2 1.37069e+12 4.16785e+11 2.35247e+11
loc3 8.01415e+11 2.35247e+11 1.64785e+11
The correlations of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 1.000000 0.960124 0.889463
loc2 0.960124 1.000000 0.892539
loc3 0.889463 0.892539 1.000000
SUR estimates for 'loc1' (equation 1)
Model Formula: loc1 ~ -1 + lag2loc1 + wlag2loc1

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag2loc1 0.7204900 0.0927016 7.77214 4.2162e-12 ***
wlag2loc1 0.7835396 0.3993117 1.96223 0.052239 .
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 2206801.005664 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 540566745324509 MSE: 4869970678599.18 Root MSE: 2206801.005664
Multiple R-Squared: -0.265219 Adjusted R-Squared: -0.276617
SUR estimates for 'loc2' (equation 2)
Model Formula: loc2 ~ -1 + lag2loc2 + wlag2loc2

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag2loc2 0.6950893 0.0868001 8.00793 1.2572e-12 ***
wlag2loc2 0.1030715 0.0477209 2.15988 0.032933 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 645588.503643 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 46263081279993 MSE: 416784516035.973 Root MSE: 645588.503643
Multiple R-Squared: -0.386349 Adjusted R-Squared: -0.398839
SUR estimates for 'loc3' (equation 3)
Model Formula: loc3 ~ -1 + lag2loc3 + wlag2loc3

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag2loc3 0.8247043 0.0706377 11.67512 < 2e-16 ***
wlag2loc3 0.0152834 0.0204906 0.74587 0.45732
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 405937.720832 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 18291183084535 MSE: 164785433194.009 Root MSE: 405937.720832
Multiple R-Squared: -0.005161 Adjusted R-Squared: -0.014216

```

Lampiran 6. Estimasi Parameter GSTARX (Lanjutan)

Estimasi Parameter GSTARX Bobot Biner *Outflow* Nominal Rp2.000

```

summary(modelGSTAR_SUR)
systemfit results
method: SUR
      N DF      SSR      detRCov      OLS-R2 McElroy-R2
system 339 333 1.61099e+11 6.0704e+21 -0.23234 -0.057634
      N DF      SSR      MSE      RMSEP      R2      Adj R2
loc1 113 111 1.46823e+11 1322731096 36369.37 -0.239465 -0.250631
loc2 113 111 1.23520e+10 111278907 10548.88 -0.153901 -0.164297
loc3 113 111 1.92414e+09 17334607 4163.48 -0.229610 -0.240687
The covariance matrix of the residuals used for estimation
      loc1      loc2      loc3
loc1 1287393429 358849363 143505570
loc2 358849363 107852866 41349237
loc3 143505570 41349237 17315253
The covariance matrix of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 1322731096 370654033 147427223
loc2 370654033 111278907 42762775
loc3 147427223 42762775 17334607
The correlations of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 1.000000 0.963148 0.969277
loc2 0.963148 1.000000 0.971277
loc3 0.969277 0.971277 1.000000
SUR estimates for 'loc1' (equation 1)
Model Formula: loc1 ~ -1 + lag1loc1 + wlag1loc1
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc1 0.203321 0.134899 1.50721 0.13460
wlag1loc1 0.349228 0.605953 0.57633 0.56556
Residual standard error: 36369.3703 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 146823151656.422 MSE: 1322731096.0038 Root MSE: 36369.3703
Multiple R-Squared: -0.239465 Adjusted R-Squared: -0.250631
SUR estimates for 'loc2' (equation 2)
Model Formula: loc2 ~ -1 + lag1loc2 + wlag1loc2
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc2 -0.0621970 0.1139588 -0.54579 0.586309
wlag1loc2 0.1730432 0.0688449 2.51352 0.013388 *
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 10548.881779 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 12351958654.0339 MSE: 111278906.793098 Root MSE: 10548.881779
Multiple R-Squared: -0.153901 Adjusted R-Squared: -0.164297
SUR estimates for 'loc3' (equation 3)
Model Formula: loc3 ~ -1 + lag1loc3 + wlag1loc3
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc3 0.1910981 0.1249851 1.52897 0.12912
wlag1loc3 0.0203819 0.0266422 0.76502 0.44588
Residual standard error: 4163.4849 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 1924141323.34157 MSE: 17334606.516591 Root MSE: 4163.4849
Multiple R-Squared: -0.22961 Adjusted R-Squared: -0.240687

```

Lampiran 6. Estimasi Parameter GSTARX (Lanjutan)Estimasi Parameter GSTARX Bobot Biner *Outflow* Nominal Rp5.000

```

summary(modelGSTAR_SUR)
systemfit results
method: SUR
      N  DF      SSR      detRCov      OLS-R2  McElroy-R2
system 339 333 7.29365e+11 6.45693e+23 -0.200994 -0.069563
      N  DF      SSR      MSE      RMSEP      R2      Adj R2
loc1 113 111 6.50323e+11 5858765138 76542.6 -0.206551 -0.217421
loc2 113 111 6.68483e+10 602236565 24540.5 -0.148247 -0.158592
loc3 113 111 1.21942e+10 109857746 10481.3 -0.208526 -0.219414
The covariance matrix of the residuals used for estimation
      loc1      loc2      loc3
loc1 5858611768 1808570004 783984077
loc2 1808570004 602096086 251867144
loc3 783984077 251867144 109772454
The covariance matrix of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 5858765138 1809103758 785037625
loc2 1809103758 602236565 252070325
loc3 785037625 252070325 109857746
The correlations of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 1.000000 0.959502 0.975121
loc2 0.959502 1.000000 0.978860
loc3 0.975121 0.978860 1.000000
SUR estimates for 'loc1' (equation 1)
Model Formula: loc1 ~ -1 + lag1loc1 + wlag1loc1

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc1 0.099260 0.112201 0.88467 0.37825
wlag1loc1 0.587971 0.426876 1.37738 0.17117
Residual standard error: 76542.570754 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 650322930281.755 MSE: 5858765137.67347 Root MSE: 76542.570754
Multiple R-Squared: -0.206551 Adjusted R-Squared: -0.217421
SUR estimates for 'loc2' (equation 2)
Model Formula: loc2 ~ -1 + lag1loc2 + wlag1loc2

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc2 0.0231432 0.0815814 0.28368 0.777182
wlag1loc2 0.1250820 0.0599889 2.08509 0.039355 *
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 24540.508654 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 66848258714.192 MSE: 602236564.992721 Root MSE: 24540.508654
Multiple R-Squared: -0.148247 Adjusted R-Squared: -0.158592
SUR estimates for 'loc3' (equation 3)
Model Formula: loc3 ~ -1 + lag1loc3 + wlag1loc3

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc3 0.0259906 0.0975843 0.26634 0.790472
wlag1loc3 0.0515509 0.0267207 1.92924 0.056253 .
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 10481.304585 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 12194209783.4809 MSE: 109857745.797125 Root MSE: 10481.304585
Multiple R-Squared: -0.208526 Adjusted R-Squared: -0.219414

```

Lampiran 6. Estimasi Parameter GSTARX (Lanjutan)

Estimasi Parameter GSTARX Bobot Biner *Outflow* Nominal Rp50.000

```

summary(mode1GSTAR_SUR)
systemfit results
method: SUR
      N DF      SSR      detRCov      OLS-R2 McElroy-R2
system 339 333 9.02057e+13 1.32058e+31 -0.509333 0.103248
      N DF      SSR      MSE      RMSEP      R2      Adj R2
loc1 113 111 8.19978e+13 7.38719e+11 859488 -0.526932 -0.540688
loc2 113 111 5.46372e+12 4.92227e+10 221862 -0.375347 -0.387737
loc3 113 111 2.74413e+12 2.47218e+10 157232 -0.311972 -0.323791
The covariance matrix of the residuals used for estimation
      loc1      loc2      loc3
loc1 7.35495e+11 1.76195e+11 1.24047e+11
loc2 1.76195e+11 4.86275e+10 3.17092e+10
loc3 1.24047e+11 3.17092e+10 2.46887e+10
The covariance matrix of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 7.38719e+11 1.78452e+11 1.25059e+11
loc2 1.78452e+11 4.92227e+10 3.21678e+10
loc3 1.25059e+11 3.21678e+10 2.47218e+10
The correlations of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 1.000000 0.928123 0.915747
loc2 0.928123 1.000000 0.912802
loc3 0.915747 0.912802 1.000000
SUR estimates for 'loc1' (equation 1)
Model Formula: loc1 ~ -1 + lag2loc1 + wlag2loc1

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag2loc1 0.348588 0.117498 2.96675 0.0036863 **
wlag2loc1 1.348668 0.488507 2.76080 0.0067483 **
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 859487.679931 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 81997816986822.3 MSE: 738719071953.354 Root MSE: 859487.679931
Multiple R-Squared: -0.526932 Adjusted R-Squared: -0.540688
SUR estimates for 'loc2' (equation 2)
Model Formula: loc2 ~ -1 + lag2loc2 + wlag2loc2

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag2loc2 0.6366713 0.0907810 7.01326 1.9284e-10 ***
wlag2loc2 0.0238637 0.0469841 0.50791 0.61252
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 221861.935243 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 5463721732366.78 MSE: 49222718309.6106 Root MSE: 221861.935243
Multiple R-Squared: -0.375347 Adjusted R-Squared: -0.387737
SUR estimates for 'loc3' (equation 3)
Model Formula: loc3 ~ -1 + lag2loc3 + wlag2loc3

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag2loc3 0.5521870 0.0883179 6.25227 7.725e-09 ***
wlag2loc3 0.0395498 0.0317794 1.24451 0.21593
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 157231.833161 on 111 degrees of freedom
SSR: 2744125278859.15 MSE: 24721849359.0914 Root MSE: 157231.833161
Multiple R-Squared: -0.311972 Adjusted R-Squared: -0.323791

```

Lampiran 6. Estimasi Parameter GSTARX (Lanjutan)Estimasi Parameter GSTARX Bobot Biner *Outflow* Nominal Rp100.000

```

summary(modelGSTAR_SUR)
systemfit results
method: SUR
      N  DF      SSR      detRCov      OLS-R2  McElroy-R2
system 339 333 2.82327e+14 3.65529e+32 -0.428384  0.116775
      N  DF      SSR      MSE      RMSEP      R2      Adj R2
loc1 113 111 2.62257e+14 2.36267e+12 1537099 -0.455475 -0.468587
loc2 113 111 1.24787e+13 1.12421e+11 335292 -0.182830 -0.193486
loc3 113 111 7.59166e+12 6.83933e+10 261521 -0.097262 -0.107147
The covariance matrix of the residuals used for estimation
      loc1      loc2      loc3
loc1 2.22567e+12 4.45169e+11 3.42624e+11
loc2 4.45169e+11 1.10694e+11 7.09018e+10
loc3 3.42624e+11 7.09018e+10 6.49502e+10
The covariance matrix of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 2.36267e+12 4.71483e+11 3.75143e+11
loc2 4.71483e+11 1.12421e+11 7.75358e+10
loc3 3.75143e+11 7.75358e+10 6.83933e+10
The correlations of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 1.000000 0.903856 0.924460
loc2 0.903856 1.000000 0.869853
loc3 0.924460 0.869853 1.000000
SUR estimates for 'loc1' (equation 1)
Model Formula: loc1 ~ -1 + lag1loc1 + wlag1loc1
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc1 0.656640 0.124907 5.25702 7.1693e-07 ***
wlag1loc1 -0.332222 0.570816 -0.58201 0.56174
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 1537099.440848 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 262256890707208 MSE: 2362674691055.93 Root MSE: 1537099.440848
Multiple R-Squared: -0.455475 Adjusted R-Squared: -0.468587
SUR estimates for 'loc2' (equation 2)
Model Formula: loc2 ~ -1 + lag1loc2 + wlag1loc2
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc2 0.3761925 0.1106472 3.39993 0.00093737 ***
wlag1loc2 0.0993178 0.0481265 2.06368 0.04137975 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 335291.688359 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 12478677307364.6 MSE: 112420516282.564 Root MSE: 335291.688359
Multiple R-Squared: -0.18283 Adjusted R-Squared: -0.193486
SUR estimates for 'loc3' (equation 3)
Model Formula: loc3 ~ -1 + lag1loc3 + wlag1loc3
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc3 0.4788966 0.1093859 4.37805 2.7218e-05 ***
wlag1loc3 0.0444346 0.0368564 1.20562 0.23053
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 261521.198415 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 7591660431452.85 MSE: 68393337220.296 Root MSE: 261521.198415
Multiple R-Squared: -0.097262 Adjusted R-Squared: -0.107147

```


Lampiran 6. Estimasi Parameter GSTARX (Lanjutan)

Estimasi Parameter GSTARX Bobot Biner Total *Outflow*

```

summary(modelGSTAR_SUR)
systemfit results
method: SUR
      N  DF      SSR      detRCov  OLS-R2  McElroy-R2
system 339 333 7.58707e+14 4.39001e+33 -0.43284  0.059563
      N  DF      SSR      MSE  RMSEP      R2  Adj R2
loc1 113 111 6.98259e+14 6.29063e+12 2508112 -0.451347 -0.464422
loc2 113 111 3.96444e+13 3.57157e+11 597626 -0.259132 -0.270476
loc3 113 111 2.08028e+13 1.87413e+11 432912 -0.229812 -0.240892
The covariance matrix of the residuals used for estimation
      loc1      loc2      loc3
loc1 6.19844e+12 1.38607e+12 9.90724e+11
loc2 1.38607e+12 3.57064e+11 2.29341e+11
loc3 9.90724e+11 2.29341e+11 1.81062e+11
The covariance matrix of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 6.29063e+12 1.40613e+12 1.03326e+12
loc2 1.40613e+12 3.57157e+11 2.38732e+11
loc3 1.03326e+12 2.38732e+11 1.87413e+11
The correlations of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 1.000000 0.929916 0.944715
loc2 0.929916 1.000000 0.912471
loc3 0.944715 0.912471 1.000000
SUR estimates for 'loc1' (equation 1)
Model Formula: loc1 ~ -1 + lag2loc1 + wlag2loc1

      Estimate Std. Error t value  Pr(>|t|)
lag2loc1 0.489216  0.123580 3.95869 0.00013334 ***
wlag2loc1 0.511442  0.542174 0.94332 0.34756722
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 2508111.966705 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 698259445765640 MSE: 6290625637528.29 Root MSE: 2508111.966705
Multiple R-Squared: -0.451347 Adjusted R-Squared: -0.464422
SUR estimates for 'loc2' (equation 2)
Model Formula: loc2 ~ -1 + lag2loc2 + wlag2loc2

      Estimate Std. Error t value  Pr(>|t|)
lag2loc2 0.4763490  0.1035370 4.60076 1.1243e-05 ***
wlag2loc2 0.0656723  0.0491600 1.33589  0.18432
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 597625.951069 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 39644402290429 MSE: 357156777391.253 Root MSE: 597625.951069
Multiple R-Squared: -0.259132 Adjusted R-Squared: -0.270476
SUR estimates for 'loc3' (equation 3)
Model Formula: loc3 ~ -1 + lag2loc3 + wlag2loc3

      Estimate Std. Error t value  Pr(>|t|)
lag2loc3 0.4645751  0.1058145 4.39047 2.5927e-05 ***
wlag2loc3 0.0491848  0.0354874 1.38598  0.16853
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 432911.654432 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 20802787560313.1 MSE: 187412500543.361 Root MSE: 432911.654432
Multiple R-Squared: -0.229812 Adjusted R-Squared: -0.240892

```

Lampiran 6. Estimasi Parameter GSTARX (Lanjutan)Estimasi Parameter GSTARX Bobot *Invers* Jarak *Inflow* Nominal Rp2.000

```

summary(mode1GSTAR_SUR)
systemfit results
method: SUR
      N  DF      SSR      detRCov      OLS-R2  MCE1roy-R2
system 339 333 15802660241 2.83477e+21 0.247013 0.25477
      N  DF      SSR      MSE      RMSEP      R2  Adj R2
loc1 113 111 13721980460 123621446 11118.52 0.224523 0.217536
loc2 113 111 1198790501 10799914 3286.32 0.396297 0.390858
loc3 113 111 881889280 7944948 2818.68 0.324747 0.318664
The covariance matrix of the residuals used for estimation
      loc1      loc2      loc3
loc1 123379970 23048799 22434280
loc2 23048799 10770609 5550836
loc3 22434280 5550836 7944763
The covariance matrix of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 123621446 23163513 22518390
loc2 23163513 10799914 5595588
loc3 22518390 5595588 7944948
The correlations of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 1.000000 0.627569 0.711822
loc2 0.627569 1.000000 0.597681
loc3 0.711822 0.597681 1.000000
SUR estimates for 'loc1' (equation 1)
Model Formula: loc1 ~ -1 + lag1loc1 + wlag1loc1

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc1 0.802518 0.095096 8.43903 1.3456e-13 ***
wlag1loc1 0.432862 0.328799 1.31649 0.19072
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 11118.518138 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 13721980460.0244 MSE: 123621445.585805 Root MSE: 11118.518138
Multiple R-Squared: 0.224523 Adjusted R-Squared: 0.217536
SUR estimates for 'loc2' (equation 2)
Model Formula: loc2 ~ -1 + lag1loc2 + wlag1loc2

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc2 0.4545109 0.0839821 5.41200 3.6343e-07 ***
wlag1loc2 0.3018031 0.0530064 5.69371 1.0298e-07 ***
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 3286.322325 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 1198790500.88708 MSE: 10799914.422406 Root MSE: 3286.322325
Multiple R-Squared: 0.396297 Adjusted R-Squared: 0.390858
SUR estimates for 'loc3' (equation 3)
Model Formula: loc3 ~ -1 + lag1loc3 + wlag1loc3

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc3 0.4720278 0.0899096 5.25003 7.3908e-07 ***
wlag1loc3 0.2043212 0.0394828 5.17494 1.0230e-06 ***
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 2818.678496 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 881889279.725026 MSE: 7944948.465991 Root MSE: 2818.678496
Multiple R-Squared: 0.324747 Adjusted R-Squared: 0.318664

```

Lampiran 6. Estimasi Parameter GSTARX (Lanjutan)

Estimasi Parameter GSTARX Bobot *Invers* Jarak *Inflow* Nominal Rp5.000

```
summary(modelGSTAR_SUR)

systemfit results
method: SUR

      N DF      SSR      detRCov      OLS-R2 McElroy-R2
system 339 333 1.03392e+11 2.58706e+23 -0.008171 0.149345

      N DF      SSR      MSE      RMSEP      R2      Adj R2
loc1 113 111 90532811583 815610915 28558.90 -0.038519 -0.047875
loc2 113 111 7744310679 69768565 8352.76 0.218505 0.211464
loc3 113 111 5115324551 46084005 6788.52 0.064837 0.056412

The covariance matrix of the residuals used for estimation
      loc1      loc2      loc3
loc1 814820884 193707874 150640142
loc2 193707874 69504119 46085441
loc3 150640142 46085441 46084002

The covariance matrix of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 815610915 195164160 150765391
loc2 195164160 69768565 46225015
loc3 150765391 46225015 46084005

The correlations of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 1.000000 0.812132 0.769775
loc2 0.812132 1.000000 0.808853
loc3 0.769775 0.808853 1.000000

SUR estimates for 'loc1' (equation 1)
Model Formula: loc1 ~ -1 + lag1loc1 + wlag1loc1

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc1 0.400124 0.100374 3.98635 0.00012045 ***
wlag1loc1 1.484170 0.312306 4.75230 6.0682e-06 ***
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 28558.902555 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 90532811582.7871 MSE: 815610915.160244 Root MSE: 28558.902555
Multiple R-Squared: -0.038519 Adjusted R-Squared: -0.047875

SUR estimates for 'loc2' (equation 2)
Model Formula: loc2 ~ -1 + lag1loc2 + wlag1loc2

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc2 0.4453883 0.0827600 5.38169 4.1542e-07 ***
wlag1loc2 0.3531277 0.0624964 5.65037 1.2530e-07 ***
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 8352.757909 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 7744310679.48427 MSE: 69768564.680038 Root MSE: 8352.757909
Multiple R-Squared: 0.218505 Adjusted R-Squared: 0.211464
```

Lampiran 67. Estimasi Parameter GSTARX (Lanjutan)Estimasi Parameter GSTARX Bobot *Invers* Jarak *Inflow* Nominal Rp50.000

```

summary(mode1GSTAR_SUR)

systemfit results
method: SUR

              N  DF          SSR      detRCov      OLS-R2  McElroy-R2
system 339 333 7.65055e+13 1.01346e+31 -0.302823  0.371617

              N  DF          SSR          MSE      RMSEP          R2      Adj R2
loc1 113 111 6.80439e+13 6.13008e+11 782948 -0.292071 -0.303711
loc2 113 111 6.52201e+12 5.87568e+10 242398 -0.574152 -0.588334
loc3 113 111 1.93960e+12 1.74739e+10 132189 -0.011778 -0.020893

The covariance matrix of the residuals used for estimation
              loc1          loc2          loc3
loc1 6.10526e+11 1.80209e+11 91674010600
loc2 1.80209e+11 5.85692e+10 28424132681
loc3 9.16740e+10 2.84241e+10 17462249977

The covariance matrix of the residuals
              loc1          loc2          loc3
loc1 6.13008e+11 1.81651e+11 91905363486
loc2 1.81651e+11 5.87568e+10 28530080757
loc3 9.19054e+10 2.85301e+10 17473918638

The correlations of the residuals
              loc1          loc2          loc3
loc1 1.000000 0.955371 0.883451
loc2 0.955371 1.000000 0.885712
loc3 0.883451 0.885712 1.000000

SUR estimates for 'loc1' (equation 1)
Model Formula: loc1 ~ -1 + lag2loc1 + wlag2loc1

              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag2loc1 0.7751269 0.0702594 11.03236 < 2e-16 ***
wlag2loc1 0.7038809 0.3342565 2.10581 0.037475 *
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 782948.31882 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 68043895763613.4 MSE: 613008069942.463 Root MSE: 782948.31882
Multiple R-Squared: -0.292071 Adjusted R-Squared: -0.303711

SUR estimates for 'loc2' (equation 2)
Model Formula: loc2 ~ -1 + lag2loc2 + wlag2loc2

              Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag2loc2 0.6830829 0.0750655 9.09982 4.2188e-15 ***
wlag2loc2 0.1640022 0.0575683 2.84883 0.0052309 **
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 242398.031772 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 6522005444544.88 MSE: 58756805806.7107 Root MSE: 242398.031772
Multiple R-Squared: -0.574152 Adjusted R-Squared: -0.588334

```

Lampiran 6. Estimasi Parameter GSTARX (Lanjutan)

Estimasi Parameter GSTARX Bobot *Invers* Jarak *Inflow* Nominal Rp100.000

```

summary(modelGSTAR_SUR)
systemfit results
method: SUR
      N  DF      SSR      detRCov      OLS-R2  McElroy-R2
system 339 333 2.30366e+14 2.65746e+32 -0.278751  0.281328
      N  DF      SSR      MSE      RMSEP      R2      Adj R2
loc1 113 111 2.07998e+14 1.87386e+12 1368889 -0.282848 -0.294405
loc2 113 111 1.58402e+13 1.42705e+11 377763 -0.334097 -0.346116
loc3 113 111 6.52787e+12 5.88096e+10 242507 -0.063469 -0.073049
The covariance matrix of the residuals used for estimation
      loc1      loc2      loc3
loc1 1.87250e+12 4.85447e+11 2.95229e+11
loc2 4.85447e+11 1.40584e+11 7.95803e+10
loc3 2.95229e+11 7.95803e+10 5.87197e+10
The covariance matrix of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 1.87386e+12 4.94170e+11 2.96282e+11
loc2 4.94170e+11 1.42705e+11 8.06496e+10
loc3 2.96282e+11 8.06496e+10 5.88096e+10
The correlations of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 1.000000 0.952432 0.885035
loc2 0.952432 1.000000 0.871726
loc3 0.885035 0.871726 1.000000
SUR estimates for 'loc1' (equation 1)
Model Formula: loc1 ~ -1 + lag1loc1 + wlag1loc1
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc1 0.6799301 0.0807566 8.41950 1.4921e-13 ***
wlag1loc1 0.8848699 0.3900778 2.26844 0.025236 *
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 1368888.655528 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 207998032786936 MSE: 1873856151233.66 Root MSE: 1368888.655528
Multiple R-Squared: -0.282848 Adjusted R-Squared: -0.294405
SUR estimates for 'loc2' (equation 2)
Model Formula: loc2 ~ -1 + lag1loc2 + wlag1loc2
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc2 0.6479992 0.0787826 8.22516 4.0901e-13 ***
wlag1loc2 0.1348788 0.0560956 2.40444 0.017852 *
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 377762.694244 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 15840216500999.8 MSE: 142704653162.16 Root MSE: 377762.694244
Multiple R-Squared: -0.334097 Adjusted R-Squared: -0.346116
SUR estimates for 'loc3' (equation 3)
Model Formula: loc3 ~ -1 + lag1loc3 + wlag1loc3
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc3 0.7877342 0.0733511 10.73922 < 2e-16 ***
wlag1loc3 0.0104280 0.0210789 0.49471 0.62178
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 242506.900005 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 6527865217068.96 MSE: 58809596550.1708 Root MSE: 242506.900005
Multiple R-Squared: -0.063469 Adjusted R-Squared: -0.073049

```

Lampiran 68. Estimasi Parameter GSTARX (Lanjutan)Estimasi Parameter GSTARX Bobot *Invers* Jarak Total *Inflow*

```

summary(modelGSTAR_SUR)
systemfit results
method: SUR
      N   DF      SSR      detRCov      OLS-R2  McElroy-R2
system 339 333 6.06087e+14 4.51694e+33 -0.265795  0.322298
      N   DF      SSR      MSE      RMSEP      R2      Adj R2
loc1 113 111 5.41511e+14 4.87848e+12 2208728 -0.267429 -0.278847
loc2 113 111 4.62945e+13 4.17068e+11 645808 -0.387292 -0.399790
loc3 113 111 1.82816e+13 1.64699e+11 405831 -0.004634 -0.013685
The covariance matrix of the residuals used for estimation
      loc1      loc2      loc3
loc1 4.85564e+12 1.35001e+12 7.98813e+11
loc2 1.35001e+12 4.13021e+11 2.33149e+11
loc3 7.98813e+11 2.33149e+11 1.64688e+11
The covariance matrix of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 4.87848e+12 1.37248e+12 8.01722e+11
loc2 1.37248e+12 4.17068e+11 2.35226e+11
loc3 8.01722e+11 2.35226e+11 1.64699e+11
The correlations of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 1.000000 0.960193 0.889235
loc2 0.960193 1.000000 0.892381
loc3 0.889235 0.892381 1.000000
SUR estimates for 'loc1' (equation 1)
Model Formula: loc1 ~ -1 + lag2loc1 + wlag2loc1

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag2loc1 0.7313935 0.0772632 9.46626 4.4409e-16 ***
wlag2loc1 0.8104695 0.3668325 2.20937 0.029202 *
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 2208727.710082 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 541511068798721 MSE: 4878478097285.77 Root MSE: 2208727.710082
Multiple R-Squared: -0.267429 Adjusted R-Squared: -0.278847
SUR estimates for 'loc2' (equation 2)
Model Formula: loc2 ~ -1 + lag2loc2 + wlag2loc2

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag2loc2 0.6690132 0.0785335 8.51882 8.8818e-14 ***
wlag2loc2 0.1526247 0.0576570 2.64711 0.0092987 **
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 645807.827523 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 46294520260016.7 MSE: 417067750090.24 Root MSE: 645807.827523
Multiple R-Squared: -0.387292 Adjusted R-Squared: -0.39979
SUR estimates for 'loc3' (equation 3)
Model Formula: loc3 ~ -1 + lag2loc3 + wlag2loc3

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag2loc3 0.85084505 0.07242016 11.74873 < 2e-16 ***
wlag2loc3 0.00945053 0.02058843 0.45902 0.64712
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 405831.357754 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 18281599093943 MSE: 164699090936.424 Root MSE: 405831.357754
Multiple R-Squared: -0.004634 Adjusted R-Squared: -0.013685

```

Lampiran 6. Estimasi Parameter GSTARX (Lanjutan)

Estimasi Parameter GSTARX Bobot *Invers* Jarak *Outflow* Nominal Rp2.000

```

summary(modelGSTAR_SUR)
systemfit results
method: SUR
      N DF      SSR      detRCov      OLS-R2      MCElroy-R2
system 339 333 1.61287e+11 6.07395e+21 -0.23378 -0.057793
      N DF      SSR      MSE      RMSEP      R2      Adj R2
loc1 113 111 1.47000e+11 1324320741 36391.22 -0.240954 -0.252134
loc2 113 111 1.23628e+10 111376276 10553.50 -0.154911 -0.165315
loc3 113 111 1.92505e+09 17342815 4164.47 -0.230192 -0.241275
The covariance matrix of the residuals used for estimation
      loc1      loc2      loc3
loc1 1291571869 358356399 144057909
loc2 358356399 107857561 41319660
loc3 144057909 41319660 17319902
The covariance matrix of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 1324320741 371047708 147555840
loc2 371047708 111376276 42792675
loc3 147555840 42792675 17342815
The correlations of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 1.000000 0.963192 0.969322
loc2 0.963192 1.000000 0.971303
loc3 0.969322 0.971303 1.000000
SUR estimates for 'loc1' (equation 1)
Model Formula: loc1 ~ -1 + lag1loc1 + wlag1loc1

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc1 0.177187 0.134521 1.31718 0.19049
wlag1loc1 0.544319 0.711846 0.76466 0.44610
Residual standard error: 36391.217916 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 146999602295.551 MSE: 1324320741.40137 Root MSE: 36391.217916
Multiple R-Squared: -0.240954 Adjusted R-Squared: -0.252134
SUR estimates for 'loc2' (equation 2)
Model Formula: loc2 ~ -1 + lag1loc2 + wlag1loc2

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc2 -0.0637156 0.1152787 -0.55271 0.581574
wlag1loc2 0.2327686 0.0935085 2.48928 0.014284 *
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 10553.495915 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 12362766638.3338 MSE: 111376276.021025 Root MSE: 10553.495915
Multiple R-Squared: -0.154911 Adjusted R-Squared: -0.165315
SUR estimates for 'loc3' (equation 3)
Model Formula: loc3 ~ -1 + lag1loc3 + wlag1loc3

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc3 0.2162056 0.1252906 1.72563 0.087196 .
wlag1loc3 0.0160598 0.0265569 0.60473 0.546592
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1

Residual standard error: 4164.470539 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 1925052450.49467 MSE: 17342814.869321 Root MSE: 4164.470539
Multiple R-Squared: -0.230192 Adjusted R-Squared: -0.241275

```

Lampiran 6. Estimasi Parameter GSTARX (Lanjutan)Estimasi Parameter GSTARX Bobot *Invers* Jarak *Outflow* Nominal Rp5.000

```

summary(mode1GSTAR_SUR)
systemfit results
method: SUR
      N DF      SSR      detRCov      OLS-R2 McElroy-R2
system 339 333 7.29119e+11 6.44697e+23 -0.200589 -0.069071

      N DF      SSR      MSE      RMSEP      R2      Adj R2
loc1 113 111 6.50080e+11 5856577117 76528.3 -0.206100 -0.216966
loc2 113 111 6.68479e+10 602233321 24540.4 -0.148241 -0.158586
loc3 113 111 1.21913e+10 109831242 10480.0 -0.208235 -0.219120
The covariance matrix of the residuals used for estimation
      loc1      loc2      loc3
loc1 5856413325 1807890371 784033360
loc2 1807890371 601991520 251846689
loc3 784033360 251846689 109773957
The covariance matrix of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 5856577117 1808882994 784791921
loc2 1808882994 602233321 252043949
loc3 784791921 252043949 109831242
The correlations of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 1.000000 0.959564 0.975133
loc2 0.959564 1.000000 0.978853
loc3 0.975133 0.978853 1.000000
SUR estimates for 'loc1' (equation 1)
Model Formula: loc1 ~ -1 + lag1loc1 + wlag1loc1

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc1 0.0640983 0.1145129 0.55975 0.57678
wlag1loc1 0.8421270 0.5218479 1.61374 0.10942
Residual standard error: 76528.276585 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 650080059986.968 MSE: 5856577116.99971 Root MSE: 76528.276585
Multiple R-Squared: -0.2061 Adjusted R-Squared: -0.216966
SUR estimates for 'loc2' (equation 2)
Model Formula: loc2 ~ -1 + lag1loc2 + wlag1loc2

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc2 0.0274355 0.0835957 0.32819 0.743384
wlag1loc2 0.1622402 0.0809399 2.00445 0.047456 *
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 24540.442563 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 66847898650.0828 MSE: 602233321.171917 Root MSE: 24540.442563
Multiple R-Squared: -0.148241 Adjusted R-Squared: -0.158586
SUR estimates for 'loc3' (equation 3)
Model Formula: loc3 ~ -1 + lag1loc3 + wlag1loc3

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc3 0.0557518 0.0993837 0.56098 0.575945
wlag1loc3 0.0461440 0.0264632 1.74370 0.083979 .
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 10480.040162 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 12191267839.3932 MSE: 109831241.796335 Root MSE: 10480.040162
Multiple R-Squared: -0.208235 Adjusted R-Squared: -0.21912

```


Lampiran 6. Estimasi Parameter GSTARX (Lanjutan)

Estimasi Parameter GSTARX Bobot *Invers* Jarak *Outflow* Nominal Rp50.000

```

summary(mode1GSTAR_SUR)
systemfit results
method: SUR
      N   DF      SSR      detRCov      OLS-R2  McElroy-R2
system 339 333 8.98659e+13 1.31541e+31 -0.503649  0.103895
      N   DF      SSR      MSE      RMSEP      R2      Adj R2
loc1 113 111 8.16695e+13 7.35761e+11 857765 -0.520819 -0.534520
loc2 113 111 5.45394e+12 4.91346e+10 221663 -0.372885 -0.385253
loc3 113 111 2.74247e+12 2.47069e+10 157184 -0.311180 -0.322992
The covariance matrix of the residuals used for estimation
      loc1      loc2      loc3
loc1 7.34041e+11 1.75889e+11 1.24176e+11
loc2 1.75889e+11 4.85996e+10 3.17062e+10
loc3 1.24176e+11 3.17062e+10 2.46896e+10
The covariance matrix of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 7.35761e+11 1.77926e+11 1.24752e+11
loc2 1.77926e+11 4.91346e+10 3.21255e+10
loc3 1.24752e+11 3.21255e+10 2.47069e+10
The correlations of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 1.000000 0.928075 0.915633
loc2 0.928075 1.000000 0.912693
loc3 0.915633 0.912693 1.000000
SUR estimates for 'loc1' (equation 1)
Model Formula: loc1 ~ -1 + lag2loc1 + wlag2loc1

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag2loc1 0.338416  0.110480 3.06314 0.0027489 **
wlag2loc1 1.466976  0.494156 2.96865 0.0036652 **
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 857765.347939 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 81669514525884.8 MSE: 735761392125.088 Root MSE: 857765.347939
Multiple R-Squared: -0.520819 Adjusted R-Squared: -0.53452
SUR estimates for 'loc2' (equation 2)
Model Formula: loc2 ~ -1 + lag2loc2 + wlag2loc2

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag2loc2 0.6157875  0.0862301 7.14121 1.0211e-10 ***
wlag2loc2 0.0425204  0.0584072 0.72800  0.46815
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 221663.281836 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 5453941767093.09 MSE: 49134610514.3522 Root MSE: 221663.281836
Multiple R-Squared: -0.372885 Adjusted R-Squared: -0.385253
SUR estimates for 'loc3' (equation 3)
Model Formula: loc3 ~ -1 + lag2loc3 + wlag2loc3

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag2loc3 0.5801633  0.0903012 6.42476 3.3971e-09 ***
wlag2loc3 0.0319886  0.0317290 1.00818  0.31556
---
Signif. codes:  0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 157184.3849 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 2742469325057.74 MSE: 24706930856.3761 Root MSE: 157184.3849
Multiple R-Squared: -0.31118 Adjusted R-Squared: -0.322992

```

Lampiran 6. Estimasi Parameter GSTARX (Lanjutan)Estimasi Parameter GSTARX Bobot *Invers* Jarak *Outflow* Nominal Rp100.000

```

summary(modelGSTAR_SUR)
systemfit results
method: SUR
      N  DF      SSR      detRCov      OLS-R2  McE|roy-R2
system 339 333 2.81119e+14 3.64493e+32 -0.422271  0.116261
      N  DF      SSR      MSE      RMSEP      R2      Adj R2
loc1 113 111 2.61136e+14 2.35257e+12 1533810 -0.449252 -0.462309
loc2 113 111 1.23972e+13 1.11686e+11 334195 -0.175103 -0.185689
loc3 113 111 7.58617e+12 6.83439e+10 261427 -0.096468 -0.106346
The covariance matrix of the residuals used for estimation
      loc1      loc2      loc3
loc1 2.20555e+12 4.38452e+11 3.43650e+11
loc2 4.38452e+11 1.10657e+11 7.12497e+10
loc3 3.43650e+11 7.12497e+10 6.49844e+10
The covariance matrix of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 2.35257e+12 4.68756e+11 3.74040e+11
loc2 4.68756e+11 1.11686e+11 7.72378e+10
loc3 3.74040e+11 7.72378e+10 6.83439e+10
The correlations of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 1.000000 0.903754 0.924292
loc2 0.903754 1.000000 0.870070
loc3 0.924292 0.870070 1.000000
SUR estimates for 'loc1' (equation 1)
Model Formula: loc1 ~ -1 + lag1loc1 + wlag1loc1
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc1 0.633502 0.121569 5.21106 8.7519e-07 ***
wlag1loc1 -0.192542 0.589031 -0.32688 0.74437
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 1533810.010719 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 261135619536926 MSE: 2352573148981.32 Root MSE: 1533810.010719
Multiple R-Squared: -0.449252 Adjusted R-Squared: -0.462309
SUR estimates for 'loc2' (equation 2)
Model Formula: loc2 ~ -1 + lag1loc2 + wlag1loc2
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc2 0.3785622 0.1066274 3.55033 0.0005656 ***
wlag1loc2 0.1298131 0.0605219 2.14490 0.0341415 *
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 334194.616645 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 12397150639212.2 MSE: 111686041794.705 Root MSE: 334194.616645
Multiple R-Squared: -0.175103 Adjusted R-Squared: -0.185689
SUR estimates for 'loc3' (equation 3)
Model Formula: loc3 ~ -1 + lag1loc3 + wlag1loc3
      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag1loc3 0.4824495 0.1107328 4.35688 2.9563e-05 ***
wlag1loc3 0.0459362 0.0370705 1.23916 0.2179
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 261426.630705 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 7586171039841.98 MSE: 68343883241.8197 Root MSE: 261426.630705
Multiple R-Squared: -0.096468 Adjusted R-Squared: -0.106346

```

Lampiran 6. Estimasi Parameter GSTARX (Lanjutan)

Estimasi Parameter GSTARX Bobot *Invers* Jarak Total *Outflow*

```

summary(modelGSTAR_SUR)
systemfit results
method: SUR
      N DF      SSR      detRCov      OLS-R2 McElroy-R2
system 339 333 7.55837e+14 4.37525e+33 -0.427421 0.059994
      N DF      SSR      MSE      RMSEP      R2      Adj R2
loc1 113 111 6.95529e+14 6.26603e+12 2503203 -0.445671 -0.458695
loc2 113 111 3.95562e+13 3.56362e+11 596961 -0.256331 -0.267650
loc3 113 111 2.07520e+13 1.86955e+11 432383 -0.226810 -0.237863
The covariance matrix of the residuals used for estimation
      loc1      loc2      loc3
loc1 6.13674e+12 1.36964e+12 9.90596e+11
loc2 1.36964e+12 3.56362e+11 2.29506e+11
loc3 9.90596e+11 2.29506e+11 1.81080e+11
The covariance matrix of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 6.26603e+12 1.40152e+12 1.02985e+12
loc2 1.40152e+12 3.56362e+11 2.38130e+11
loc3 1.02985e+12 2.38130e+11 1.86955e+11
The correlations of the residuals
      loc1      loc2      loc3
loc1 1.000000 0.929862 0.944703
loc2 0.929862 1.000000 0.912469
loc3 0.944703 0.912469 1.000000
SUR estimates for 'loc1' (equation 1)
Model Formula: loc1 ~ -1 + lag2loc1 + wlag2loc1

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag2loc1 0.464076 0.121752 3.81167 0.00022705 ***
wlag2loc1 0.677546 0.575203 1.17793 0.24134534
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 2503203.136638 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 695528879703238 MSE: 6266025943272.41 Root MSE: 2503203.136638
Multiple R-Squared: -0.445671 Adjusted R-Squared: -0.458695
SUR estimates for 'loc2' (equation 2)
Model Formula: loc2 ~ -1 + lag2loc2 + wlag2loc2

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag2loc2 0.4703109 0.0999939 4.70339 7.4141e-06 ***
wlag2loc2 0.0896340 0.0619522 1.44683 0.15076
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 596960.885305 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 39556215142779.4 MSE: 356362298583.598 Root MSE: 596960.885305
Multiple R-Squared: -0.256331 Adjusted R-Squared: -0.26765
SUR estimates for 'loc3' (equation 3)
Model Formula: loc3 ~ -1 + lag2loc3 + wlag2loc3

      Estimate Std. Error t value Pr(>|t|)
lag2loc3 0.4852891 0.1071443 4.5293 1.4974e-05 ***
wlag2loc3 0.0450238 0.0355189 1.2676 0.20759
---
Signif. codes: 0 '***' 0.001 '**' 0.01 '*' 0.05 '.' 0.1 ' ' 1
Residual standard error: 432382.936141 on 111 degrees of freedom
Number of observations: 113 Degrees of Freedom: 111
SSR: 20752005384717.9 MSE: 186955003465.927 Root MSE: 432382.936141
Multiple R-Squared: -0.22681 Adjusted R-Squared: -0.237863

```

Lampiran 7. Syntax *Time Series Regression* menggunakan RStudio

```

#TSR Model for Inflow and Outflow Data

library(forecast)
setwd("D:/ITS/KULIAH/TA COYY/DATA2")
data <- read.csv("total_in_out.csv", sep="," , header=T)
y1t <- as.ts(data$total_inflow_bandung)
Dummy.T <- c(1:114)
data1 <- read.csv("seasonal variables.csv", sep="," , header=T)
Month <- as.ts(data1)
Dummy.M <- Month
data2 <- read.csv("dummy variables.csv", sep="," , header=T)
Dummy.CVt <- as.ts(data2)
Dummy2 = cbind(Dummy.T, Dummy.M, Dummy.CVt)

#LOAD THE PACKAGE TO MAKE DUMMY VARIABLES
#library(dummies)
# TIME SERIES REGRESSION MODELLING#
Ytrain=as.ts(y1t[1:97])           #define training data
Ytest=as.ts(y1t[98:114])         #define testing data
x=as.ts(Dummy2[1:97,])           #define predictor variables (dummy: trend, seasonal,
and calendar variation)
modelTSR=lm(Ytrain~x-1)          #modelling using TSR
summary(modelTSR)
resi.TSR=as.ts(modelTSR$residuals) #define residual value
fits.TSR=as.ts(modelTSR$fitted.values) #define forecast value for training data

#FORECAST FOR TESTING DATA
x=as.ts(Dummy2[98:114,])         #define predictor variables
fore.TSR=predict(modelTSR,x,se.fit=TRUE)$fit #define forecast value for testing data
se.fore.TSR=predict(modelTSR,x,se.fit=TRUE)$se.fit #define standard error for forecasting
result

#CONSTRUCT INTERVAL PREDICTION
lower=fore.TSR-1.96*se.fore.TSR
upper=fore.TSR+1.96*se.fore.TSR

#COMPARISON BETWEEN ACTUAL AND FORECAST VALUE
a=min(min(fits.TSR),min(Ytrain)) #lower bound for training data
b=max(max(fits.TSR),max(Ytrain)) #upper bound for training data
c=min(min(fore.TSR),min(lower),min(Ytest)) #lower bound for testing data
d=max(max(fore.TSR),max(upper),max(Ytest)) #upper bound for testing data
par(mfrow=c(1,2),mar=c(2.3,2.7,1.2,0.4)) #the number of picture and its margin
par(mgp=c(1.3,0.5,0)) #the distance between labels and axis

#PLOT TRAINING DATA#
plot(as.ts(Ytrain),ylab="Inflow Bandung",xlab="t",lwd=2,axes=F,ylim=c(a*0.9,b*1.1))
box()
title("Training",line=0.3,cex.main=0.9)
axis(side=2,lwd=0.5,cex.axis=0.5,las=0)
axis(side=1,lwd=0.5,cex.axis=0.8,las=0,at=seq(1,97,12))
lines(as.ts(fits.TSR),col="red",lwd=2)

#PLOT TESTING DATA#
plot(as.ts(Ytest),ylab="Inflow

```

Lampiran 7. Syntax *Time Series Regression* menggunakan RStudio (Lanjutan)

```

Bandung", xlab="t", lwd=2, ylim=c(a*0.9, b*1.1), cex.lab=0.8, axes=F)
box()
title("Testing", line=0.3, cex.main=0.9)
axis(side=2, lwd=0.5, cex.axis=0.5, las=0)
axis(side=1, lwd=0.5, cex.axis=0.8, las=0, at=c(1:17), labels=c(98:114))
lines(as.ts(fore.TSR), col="red", lwd=2)
lines(as.ts(lower), col="blue2", lty="dotted", lwd=2)
lines(as.ts(upper), col="blue2", lty="dotted", lwd=2)
#DEFINE THE LEGEND#
legend("topright", c("Actual", "Forecast", "Upper Bound", "Lower Bound"),
      col=c("black", "red", "blue2", "blue2"), lwd=2, cex=0.7)
#DIAGNOSTIC CHECKING FOR ARIMA MODEL
#Independency test by using Ljung-Box test
lags <- c(6,12,18,24,30,36,42,48)          #lag we used
p=3                                       #the number of ar parameter
q=2                                       #the number of ma parameter
LB.result<-matrix(0,length(lags),2)
for(i in seq_along(lags))
{
  LB.test=Box.test(resi.TSR, lag = lags[i], type = c("Ljung-Box"), fitdf=p+q)
  LB.result[i,1]=LB.test$statistic
  LB.result[i,2]=LB.test$p.value
}
rownames(LB.result)<-lags
colnames(LB.result)<-c("statistics", "p.value")
LB.result
#ACF and PACF for RESIDUAL ARIMA MODEL
tick=c(1,12,24,36,48)
par(mfrow=c(2,1), mar=c(2.8,3,1.2,0.4)) #the number of picture and its margin
par(mgp=c(1.7,0.5,0))                  #the distance between labels and axis
#ACF
acf(resi.TSR, lag.max=48, axes=F, ylim=c(-1,1))
box()
axis(side=1, at=tick, label=tick, lwd=0.5, las=0, cex.axis=0.8)
abline(v=tick, lty="dotted", lwd=2, col="grey")
axis(side=2, lwd=0.5, las=2, cex=0.5, cex.axis=0.8)
#PACF
pacf(resi.TSR, lag.max=48, axes=F, ylim=c(-1,1))
box()
axis(side=1, at=tick, label=tick, lwd=0.5, las=0, cex.axis=0.8)
abline(v=tick, lty="dotted", lwd=2, col="grey")
axis(side=2, lwd=0.5, las=2, cex=0.5, cex.axis=0.8)
#Normality test using Kolmogorov Smirnov
ks.test(resi.TSR, "pnorm", mean=mean(resi.TSR), sd=sd(resi.TSR))
#CALCULATE RMSEP, MAE, AND MAPE CRITERIA
accuracies=matrix(0,3,2)
colnames(accuracies)=c("Training", "Testing")
rownames(accuracies)=c("RMSEP", "MAE", "MAPE")
accuracies[1,1]=accuracy(fits.TSR, Ytrain)[1,2]
accuracies[2,1]=accuracy(fits.TSR, Ytrain)[1,3]
accuracies[3,1]=accuracy(fits.TSR, Ytrain)[1,5]
accuracies[1,2]=accuracy(fore.TSR, Ytest)[1,2]
accuracies[2,2]=accuracy(fore.TSR, Ytest)[1,3]
accuracies[3,2]=accuracy(fore.TSR, Ytest)[1,5]
accuracies

```

Lampiran 8. *Syntax* ARIMAX menggunakan RStudio

```

# ARIMA model for Google Trends data
library(lmtest)
library(lseries)
library(forecast)
setwd("D:/ITS/KULIAH/TA COYY/DATA2")
data <- read.csv("res_in_bandung.csv", sep=";", header=T)
y1t <- as.ts(data$res_2)
#READ THE DATA FROM CSV#
Ytrain=as.ts(y1t[1:97])          #define training data
Ytest=as.ts(y1t[98:114])       #define testing data
#TIME SERIES PLOT#
par(mfrow=c(1,1),mar=c(3.1,3.2,1,0.3),mgp=c(2.1,0.5,0))
plot(Ytrain,axes=F,ylab="Yt", xlab="Year")
box()
axis(side=2,lwd=0.5,cex.axis=0.7,las=2,cex=0.5)
axis(side=1,at=seq(1,64,12),label=c(2010:2015),lwd=0.5,cex.axis=0.8,las=0)
points(Ytrain,col="red3",cex=0.75,pch=19)
#CHECKING FOR STATIONARY USING ACF PLOT#
tick=c(1,12,24,36,48)
par(mfrow=c(2,1),mar=c(2.8,3,1.2,0.4)) #the number of picture and its margin
par(mgp=c(1.7,0.5,0))                 #the distance between labels and axis
#ACF
acf(Ytrain,lag.max=48,axes=F, ylim=c(-1,1))
box()
axis(side=1,at=tick,label=tick,lwd=0.5,las=0,cex.axis=0.8)
abline(v=tick,lty="dotted", lwd=2, col="grey")
axis(side=2,lwd=0.5,las=2,cex=0.5,cex.axis=0.8)
#PACF
pacf(Ytrain,lag.max=48,axes=F, ylim=c(-1,1))
box()
axis(side=1,at=tick,label=tick,lwd=0.5,las=0,cex.axis=0.8)
abline(v=tick,lty="dotted", lwd=2, col="grey")
axis(side=2,lwd=0.5,las=2,cex=0.5,cex.axis=0.8)
#CHECKING FOR STATIONARY USING ADF TEST#
#trunc((length(Ytrain)-1)^(1/3))
adf.test(Ytrain, k=12)
#DIFFERENCING SEASONAL ORDER FOR YTRAIN
par(mfrow=c(1,1),mar=c(3.1,3.2,1,0.3),mgp=c(2.1,0.5,0))
Wtrain=diff(Ytrain, 1, lag=12)
plot(Wtrain)
points(Wtrain,col="red3",cex=0.75,pch=19)
#CHECKING FOR STATIONARY USING ADF TEST#
#trunc((length(Ytrain)-1)^(1/3))
adf.test(Wtrain, k=12)
#ORDER IDENTIFICATION USING ACF AND PACF FROM STATIONARY DATA
tick=c(1,12,24,36,48)
par(mfrow=c(2,1),mar=c(2.8,3,1.2,0.4)) #the number of picture and its margin
par(mgp=c(1.7,0.5,0))                 #the distance between labels and axis
#ACF
acf(Wtrain,lag.max=48,axes=F,ylim=c(-1,1))
box()
axis(side=1,at=tick,label=tick,lwd=0.5,las=0,cex.axis=0.8)
abline(v=tick,lty="dotted", lwd=2, col="grey")
axis(side=2,lwd=0.5,las=2,cex=0.5,cex.axis=0.8)
#PACF

```

Lampiran 8. *Syntax* ARIMAX menggunakan RStudio (Lanjutan)

```

#PACF
pacf(Wtrain,lag.max=48,axes=F,ylim=c(-1,1))
box()
axis(side=1,at=tick,label=tick,lwd=0.5,las=0,cex.axis=0.8)
abline(v=tick,lty="dotted", lwd=2, col="grey")
axis(side=2,lwd=0.5,las=2,cex=0.5,cex.axis=0.8)
#2nd ARIMA model
#seasonal ARIMA model (meet white noise assumption)
modelARIMA=arima(Ytrain, order = c(1,0,0),
#seasonal = list(order = c(0,1,0),period = 12),
transform.pars = FALSE,
#fixed=c(NA,0,0,0,0,0,NA,0,NA,0,0,0),
include.mean=FALSE, method = c("ML"))
summary(modelARIMA)
coefest(modelARIMA) #significance test for parameter
resi.ARIMA=as.ts(modelARIMA$residuals) #define the residual value
fits.ARIMA=as.ts(fitted(modelARIMA)) #define forecast value for training data
#DIAGNOSTIC CHECKING FOR ARIMA MODEL
#Independency test by using Ljung-Box test
lags <- c(6,12,18,24,30,36,42,48) #lag we used
p=1 #the number of ar parameter
q=0 #the number of ma parameter
LB.result<-matrix(0,length(lags),2)
for(i in seq_along(lags))
{ LB.test=Box.test(resi.ARIMA, lag = lags[i],type = c("Ljung-Box"),fitdf=p+q)
LB.result[i,1]=LB.test$statistic
LB.result[i,2]=LB.test$p.value
}
rownames(LB.result)<-lags
colnames(LB.result)<-c("statistics","p.value")
LB.result
#ACF and PACF for RESIDUAL ARIMA MODEL
tick=c(1,12,24,36,48)
par(mfrow=c(2,1),mar=c(2.8,3,1.2,0.4)) #the number of picture and its margin
par(mgp=c(1.7,0.5,0)) #the distance between labels and axis
#ACF
acf(resi.ARIMA,lag.max=48,axes=F,ylim=c(-1,1))
box()
axis(side=1,at=tick,label=tick,lwd=0.5,las=0,cex.axis=0.8)
abline(v=tick,lty="dotted", lwd=2, col="grey")
axis(side=2,lwd=0.5,las=2,cex=0.5,cex.axis=0.8)
#PACF
pacf(resi.ARIMA,lag.max=48,axes=F,ylim=c(-1,1))
box()
axis(side=1,at=tick,label=tick,lwd=0.5,las=0,cex.axis=0.8)
abline(v=tick,lty="dotted", lwd=2, col="grey")
axis(side=2,lwd=0.5,las=2,cex=0.5,cex.axis=0.8)
#Normality test using Kolmogorov Smirnov
ks.test(resi.ARIMA,"pnorm",mean=mean(resi.ARIMA),sd=sd(resi.ARIMA))
#FORECAST FOR TESTING DATA
fore.ARIMA=predict(modelARIMA,17)$pred #define forecast value for testing data
se.fore.ARIMA=predict(modelARIMA,17)$se #define standard error for forecasting result
#CONSTRUCT INTERVAL PREDICTION
lower=fore.ARIMA-1.96*se.fore.ARIMA
upper=fore.ARIMA+1.96*se.fore.ARIMA

```

Lampiran 8. Syntax ARIMAX menggunakan RStudio (Lanjutan)

```

#COMPARISON BETWEEN ACTUAL AND FORECAST VALUE
a=min(min(fits.ARIMA),min(Ytrain))      #lower bound for training data
b=max(max(fits.ARIMA),max(Ytrain))     #upper bound for training data
c=min(min(fore.ARIMA),min(lower),min(Ytest)) #lower bound for testing data
d=max(max(fore.ARIMA),max(upper),max(Ytest)) #upper bound for testing data
par(mfrow=c(1,2),mar=c(2.3,2.7,1.2,0.4)) #the number of picture and its margin
par(mgp=c(1.3,0.5,0))                 #the distance between labels and axis

#PLOTTING FOR TRAINING DATA#
plot(as.ts(Ytrain),ylab="Yt",xlab="t",lwd=2,axes=F,ylim=c(a*1.1,b*1.7))
box()
title("Training",line=0.3,cex.main=0.9)
axis(side=2,lwd=0.5,cex.axis=0.8,las=0)
axis(side=1,lwd=0.5,cex.axis=0.8,las=0,at=seq(1,97,12))
lines(as.ts(fits.ARIMA),col="red",lwd=2)

#PLOTTING FOR TESTING DATA#
plot(as.ts(Ytest),ylab="Yt",xlab="t",lwd=2,ylim=c(a*1.1,b*1.7),cex.lab=0.8,axes=F)
box()
title("Testing",line=0.3,cex.main=0.9)
axis(side=2,lwd=0.5,cex.axis=0.8,las=0)
axis(side=1,lwd=0.5,cex.axis=0.8,las=0,at=c(1:17),labels=c(98:114))
lines(as.vector(fore.ARIMA),col="red",lwd=2)
lines(as.vector(lower),col="blue2",lty="dotted",lwd=2)
lines(as.vector(upper),col="blue2",lty="dotted",lwd=2)

#DEFINE THE LEGEND#
#legend("topright",c("Actual","Forecast",col=c("black","red"),lwd=2,cex=0.7)
legend("topright",c("Actual","Forecast","Upper
Bound","Lower
Bound"),col=c("black","red","blue2","blue2"),lwd=2,cex=0.7)

#CALCULATE RMSEP, MAE, AND MAPE CRITERIA
accuracies=matrix(0,3,2)
colnames(accuracies)=c("Training","Testing")
rownames(accuracies)=c("RMSEP","MAE","MAPE")
accuracies[1,2]=accuracy(fits.ARIMA,Ytrain)[1,2]
accuracies[2,1]=accuracy(fits.ARIMA,Ytrain)[1,3]
accuracies[3,1]=accuracy(fits.ARIMA,Ytrain)[1,5]
accuracies[1,2]=accuracy(as.vector(fore.ARIMA),Ytest)[1,2]
accuracies[2,2]=accuracy(as.vector(fore.ARIMA),Ytest)[1,3]
accuracies[3,2]=accuracy(as.vector(fore.ARIMA),Ytest)[1,5]
accuracies
accuracy(fits.ARIMA,Ytrain)
accuracy(fore.ARIMA,Ytest)

```


Lampiran 9. *Syntax* GSTARX menggunakan RStudio

```

library(nlme)
library(systemfit)

setwd("D:/ITS/KULIAH/TA COYY/GSTARX")
data <- read.csv("in_100.csv", sep=";", header=T)
datain <- data[1:114,1:3]
colnames(datain) <- c('Bandung', 'Cirebon', 'Tasikmalaya')

p1 <- 1
m1 <- p1+1
datain <- as.matrix(datain)
loc1 <- datain[,1]
loc2 <- datain[,2]
loc3 <- datain[,3]
lagpad <- function(x, k) {
  if (k>0) {
    return (c(rep(NA, k), x)[1 : length(x)] );
  }
  else {
    return (c(x[(-k+1) : length(x)], rep(NA, -k)));
  }
}
lag1loc1 <- lagpad(loc1,p1)
lag1loc2 <- lagpad(loc2,p1)
lag1loc3 <- lagpad(loc3,p1)

str(lag1loc2)
#Bobot Uniform
wlag1loc1 <- 0.5*(lag1loc2+lag1loc3)
wlag1loc2 <- 0.5*(lag1loc1+lag1loc3)
wlag1loc3 <- 0.5*(lag1loc1+lag1loc2)

#Bobot Biner
wlag5loc1 <- lag5loc1
wlag5loc2 <- lag5loc3
wlag5loc3 <- lag5loc2

#Bobot Invers Jarak
wlag4loc1 <- 0.353659*lag4loc2+0.646341*lag4loc3
wlag4loc2 <- 0.339564*lag4loc1+0.660436*lag4loc3
wlag4loc3 <- 0.484444*lag4loc1+0.515556*lag4loc2

datain2 <- cbind(loc1, loc2, loc3, lag1loc1, lag1loc2, lag1loc3, wlag1loc1, wlag1loc2, wlag1loc3)

datain21 <- datain2[m1:nrow(datain),]
datain_GSTAR <- data.frame(datain21)

eq1 <- loc1~-1+lag1loc1+wlag1loc1
eq2 <- loc2~-1+lag1loc2+wlag1loc2
eq3 <- loc3~-1+lag1loc3+wlag1loc3

#Estimasi parameter model SUR (uniform)
eq_systemGSTAR <- list(loc1 = eq1, loc2 = eq2, loc3 = eq3)
modelGSTAR_SUR <- systemfit::systemfit(eq_systemGSTAR, 'SUR', data=datain_GSTAR)

```

Lampiran 9. *Syntax* GSTARX menggunakan RStudio (Lanjutan)

```

#Estimasi parameter model SUR (uniform)
eq_systemGSTAR <- list(loc1 = eq1, loc2 = eq2, loc3 = eq3)
modelGSTAR_SUR <- systemfit::systemfit(eq_systemGSTAR, 'SUR', data=datain_GSTAR)

summary(modelGSTAR_SUR)
resiGSTAR_SUR<-(summary(modelGSTAR_SUR)$residuals)
fitGSTAR_SUR <- fitted(modelGSTAR_SUR)
koefGSTAR_SUR <- summary(modelGSTAR_SUR)$coefficients
colnames(resiGSTAR_SUR) <- c('loc 1','loc 2','loc 3')
colnames(fitGSTAR_SUR) <- c('loc 1','loc 2','loc 3')
colnames(koefGSTAR_SUR) <- c('estimate', 'std.error', 't-value', 'p-value')
write.csv(koefGSTAR_SUR,'D:/TTS/KULIAH/TA COYY/GSTARX/INFLOW TOTAL
KOEFSIEN KOR SILANG.csv')
fitresi <- cbind(fitGSTAR_SUR,resiGSTAR_SUR)
write.csv(fitresi,'D:/TTS/KULIAH/TA COYY/GSTARX/INFLOW TOTAL FITS DAN RESI KOR
SILANG.csv')

```

Lampiran 10. Surat Keterangan Pengambilan Data**SURAT PERNYATAAN**

Saya yang bertanda tangan di bawah ini, mahasiswa Departemen Statistika FSAD ITS,

Nama : Rahajeng Galih Ayu Putri Basuki

NRP : 062116 4000 0109

menyatakan bahwa data yang digunakan dalam Tugas Akhir ini merupakan data sekunder yang diambil dari ~~penelitian / buku / Tugas Akhir / Thesis / Publikasi / lainnya~~ yaitu:

Sumber : Bank X

Keterangan : Data *Inflow* dan *Outflow* di Kantor Bank X Wilayah Jawa Barat yang terdiri dari Bandung, Cirebon dan Tasikmalaya.

Surat pernyataan ini dibuat dengan sebenarnya. Apabila terdapat pemalsuan data maka saya siap menerima sanksi sesuai aturan yang berlaku.

Surabaya, April 2020

Mengetahui,
Pembimbing Tugas Akhir



Dr. Suhartono
NIP. 19710929 199512 1 001

Mahasiswa



Rahajeng Galih Ayu PB
NRP. 062116 4000 0109

BIODATA PENULIS



Rahajeng Galih Ayu Putri Basuki, lahir di Lumajang pada 28 Maret 1998 merupakan anak tunggal dari Drs. Basuki Rachmad dan Siti Rokhani. Penulis menempuh pendidikan formal di SDN Sidokepong II, SMPN 2 Sidoarjo, dan SMAN 1 Sidoarjo hingga jenjang S1 di Departemen Statistika ITS pada tahun 2016. Selama masa perkuliahan, penulis aktif di berbagai Organisasi Nasional maupun

Internasional. Penulis memulai pengalaman organisasi pertama kali sebagai *Marketing Manager of Outgoing Global Talent and Entrepreneur* di AIESEC Surabaya, kemudian melanjutkan karir di AIESEC Thailand sebagai *National Manager of Digital Marketing on Facebook* serta menjadi salah satu bagian dari divisi *International and Development* di *ITS International Office*. Penulis merupakan salah satu dari 50 mahasiswa se-Indonesia yang berhasil mendapatkan beasiswa *SEA Undergraduate Scholarship*. Berhasil menyelesaikan Studi singkat mengenai *International Marketing and Sales* di Hochschule Darmstadt University–Jerman serta mendapatkan undangan untuk melaksanakan *Laboratorium Internship* yang berfokus pada *Sustainable Energy* di Universiti Kuala Lumpur–Malaysia France Institute, (UniKL–MFI). Memulai karir di *start-up company* yang bernama *cicil.co.id* sebagai *Ambassador* hingga menjabat sebagai *Marketing Operation* Surabaya selama satu tahun dimana bertanggung jawab terhadap 130 ambassador dari 21 kampus se-Surabaya. Penulis melanjutkan karir di INNOPA (*Indonesian Invention and Innovation Promotion Association*) merupakan asosiasi yang telah bekerja sama dengan IFIA (*International Federation of Inventors Association*), WIPO (*World Intellectual Property Organization*), Kemendikbud dan Kemenristek-DIKTI sebagai *Executive Consultant*. Apabila pembaca ingin memberikan kritik dan saran serta diskusi lebih lanjut mengenai Tugas Akhir ini, dapat menghubungi penulis melalui email rahajeng.gapb@gmail.com atau +6281938877256.