



TUGAS AKHIR – SM141501

**ANALISIS KOINTEGRASI DAN *ERROR*
CORRECTION PADA HUBUNGAN INFLASI, *BI*
RATE DAN NILAI TUKAR RUPIAH**

DURROTUN NUZULA FI SHOUMI
NRP 06111440000019

Dosen Pembimbing:
Dr. Drs. Soehardjoepri, M.Si
Dra. Farida Agustini Widjajati, MS

DEPARTEMEN MATEMATIKA
Fakultas Matematika, Komputasi dan Sains Data
Institut Teknologi Sepuluh Nopember
Surabaya 2018

“Halaman ini sengaja dikosongkan.”



FINAL PROJECT – SM141501

**COINTEGRATION AND *ERROR CORRECTION*
ANALYSIS OF INFLATION, BI RATE AND RUPIAH
EXCHANGE RATE RELATIONSHIP**

DURROTUN NUZULA FI SHOUMI
NRP 0611144000019

Supervisor:

Dr. Drs. Soehardjoepri, M.Si

Dra. Farida Agustini Widjajati, MS

DEPARTMENT OF MATHEMATICS

Faculty of Mathematics, Computations and Data Sciences

Institut Teknologi Sepuluh Nopember

Surabaya 2018

“Halaman ini sengaja dikosongkan.”

LEMBAR PENGESAHAN

**ANALISIS KOINTEGRASI DAN *ERROR*
CORRECTION PADA HUBUNGAN INFLASI, *BI*
RATE, DAN NILAI TUKAR RUPIAH**

***COINTEGRATION AND ERROR CORRECTION
ANALYSIS OF INFLATION, BI RATE AND
RUPIAH EXCHANGE RATE RELATIONSHIP***

TUGAS AKHIR

Diajukan untuk memenuhi salah satu syarat
Untuk memperoleh gelar Sarjana Sains
Pada bidang studi Matematika Terapan
Program Studi S-1 Departemen Matematika
Fakultas Matematika, Komputasi, dan Sains Data
Institut Teknologi Sepuluh Nopember Surabaya


Oleh :

DURROTUN NUZULA FI SHOUMI
NRP. 06111440000019

Menyetujui,

Dosen Pembimbing II,


Dosen Pembimbing I,


Dra. Farida Agustini Widjajati, MS
NIP. 19540817 198103 2 003


Dr. Drs. Soehardjoepri, M.Si
NIP. 19620504 198701 1 001

Mengetahui,

Kepala Departemen Matematika
FMKSD ITS


Dr. Imam Mukhlash, S.Si, MT
NIP. 19700831 199403 1 003
Surabaya, Agustus 2018

ANALISIS KOINTEGRASI DAN ERROR CORRECTION PADA HUBUNGAN INFLASI, BI RATE DAN NILAI TUKAR RUPIAH

Nama Mahasiswa : Durrotun Nuzula Fi Shoumi
NRP : 06111440000019
Jurusan : Matematika FMKSD ITS
Pembimbing : 1. Dr. Drs. Soehardjoepri, M.Si
2. Dra. Farida Agustini Widjajati, MS

Abstrak

Inflasi, BI Rate dan nilai tukar rupiah merupakan indikator ekonomi utama yang mempengaruhi perekonomian di Indonesia. Jenis data inflasi, BI Rate dan nilai tukar rupiah berupa data berdasarkan runtun waktu (time series) sehingga asumsi stasioner harus terpenuhi dalam menganalisis hubungan antar variabel data. Pada umumnya data dalam bidang ekonomi memiliki sifat nonstasioner. Oleh karena itu, pada Tugas Akhir ini menggunakan metode kointegrasi untuk menentukan hubungan keseimbangan jangka panjang pada data-data yang nonstasioner. Kemudian menentukan koefisien Error Correction Term (ECT) untuk mendapatkan nilai dari seberapa besar penyesuaian terhadap jangka panjang masing-masing variabel dalam mengoreksi ketidakseimbangan jangka pendek. Hasil penelitian menunjukkan bahwa antara inflasi dan BI Rate memiliki hubungan yang mempengaruhi satu sama lain serta kombinasi antara inflasi, BI Rate dan nilai tukar memiliki satu model hubungan keseimbangan jangka panjang. Koefisien ECT pada inflasi menjelaskan bahwa inflasi akan bergerak turun sebesar 28.29% secara signifikan ketika terjadi ketidakseimbangan pada jangka pendek untuk menyesuaikan keseimbangan jangka panjangnya kembali.

Kata Kunci: *inflasi, BI Rate, nilai tukar rupiah, kointegrasi, Error Correction*

“Halaman ini sengaja dikosongkan.”

**COINTEGRATION AND ERROR CORRECTION
ANALYSIS OF INFLATION, BI RATE AND RUPIAH
EXCHANGE RATE RELATIONSHIP**

Name : Durrotun Nuzula Fi Shoumi
NRP : 06111440000019
Department : Matematika FMKSD ITS
Supervisors : 1. Dr. Drs. Soehardjoepri, M.Si
2. Dra. Farida Agustini Widjajati, MS

Abstract

Inflation, BI Rate and rupiah exchange rate are the main economic indicators affecting economy in Indonesia. Data types of inflation, BI Rate and rupiah exchange rate are time series so that to analyze the relationship have to stationary assumption. While in general economics data are non-stationary. Therefore, this final project uses cointegration method to find out the long-term equilibrium relationship in non-stationary data and then find out the Error Correction Term (ECT) coefficient to interpret how the speed adjustment of variable for correcting short-term dis-equilibrium. The result showed that inflation and BI Rate are affecting each others. Combination of inflation, BI Rate and rupiah exchange rate have a long-term equilibrium relationship. The ECT coefficient on inflation explains that inflation will move down by 28.29% significantly when there is short-term dis-equilibrium to adjust the long-term equilibrium.

Keywords : *inflation, BI Rate, rupiah exchange rate, cointegration, Error Correction*

“Halaman ini sengaja dikosongkan.”

KATA PENGANTAR

Alhamdulillahirobbil'alamiin. Puji syukur kehadiran Allah SWT karena atas limpahan rahmat-Nya, sehingga penulis dapat menyelesaikan dengan baik tugas akhir ini yang berjudul **Analisis Kointegrasi dan Error Correction Pada Hubungan Inflasi, BI Rate dan Nilai Tukar Rupiah** sebagai salah satu syarat kelulusan Program Sarjana Departemen Matematika FMKSD Institut Teknologi Sepuluh Nopember (ITS) Surabaya.

Tugas akhir ini dapat terselesaikan dengan baik berkat bantuan dan dukungan dari berbagai pihak, Oleh karena itu, penulis ingin menyampaikan ucapan terima kasih dan penghargaan kepada:

1. Dr. Imam Mukhlas, S.Si, MT selaku Ketua Departemen Matematika FMKSD ITS.
2. Dr. Dra. Mardlijah, MT selaku Sekretaris Departemen Matematika FMKSD ITS.
3. Dr. Didik Khusnul Arif, S.Si, M.Si selaku Kaprodi S1 Departemen Matematika FMKSD ITS.
4. Drs. Iis Herisman, M.Sc selaku Sekprodi S1 Departemen Matematika FMKSD ITS.
5. Dr. Drs. Soeharjoepri, M.Si dan Dra. Farida Agustini Widjajati, MS selaku Dosen Pembimbing atas segala bimbingan, arahan dan motivasi kepada penulis dalam mengerjakan tugas akhir sehingga dapat terselesaikan dengan baik.
6. Dr. Drs. Hariyanto, M.Si selaku Dosen Wali yang memberikan arahan akademik selama penulis menempuh pendidikan di Departemen Matematika FMKSD ITS.
7. Bapak dan Ibu dosen serta staf Departemen Matematika FMKSD ITS yang tidak dapat penulis sebutkan satu-persatu.

8. Bapak Sucipto dan Ibu Mumfarida selaku orang tua penulis serta Mas Sufa, Saha, dan Luqman yang selalu memberikan dukungan, doa dan kekuatan kepada penulis sehingga penulis dapat menyelesaikan tugas akhir ini.
9. Anggita, Ayu Riska, Nuke, Nadia, Mida, Luh, Antik, dan Zizi yang memberikan bantuan serta dukungan selama pengerjaan tugas akhir ini.
10. Ela, Ayunda, Dea, Qiqi, dan Cika yang selalu memberikan semangat serta doa kepada penulis.
11. Teman-teman AKSIOM14 dan semua pihak yang yang tidak dapat penulis sebutkan satu-persatu. Terima kasih atas doa dan dukungan kepada penulis sampai dengan medapatkan gelar sarjana sains.

Penulis juga menyadari bahwa dalam tugas akhir ini masih terdapat kekurangan. Oleh sebab itu, kritik dan saran yang bersifat membangun sangat penulis harapkan demi kesempurnaan tugas akhir ini. Akhir kata, penulis berharap semoga tugas akhir ini dapat membawa manfaat bagi banyak pihak.

Surabaya, Agustus 2018

Penulis

DAFTAR ISI

	Hal
Abstrak	i
<i>Abstract</i>	iii
KATA PENGANTAR.....	v
DAFTAR ISI.....	vii
DAFTAR GAMBAR	ix
DAFTAR TABEL	xi
DAFTAR LAMPIRAN	xiii
DAFTAR SIMBOL.....	xv
BAB I PENDAHULUAN	1
1.1 Latar Belakang Masalah.....	1
1.2 Rumusan Masalah	3
1.3 Batasan Masalah.....	3
1.4 Tujuan.....	3
1.5 Manfaat.....	3
1.3 Sistematika Penulisan.....	4
BAB II TINJAUAN PUSTAKA.....	7
2.1 Penelitian Terdahulu.....	7
2.2 Pengujian Korelasi Antar Variabel.....	8
2.3 Stasioneritas Data	9
2.4 Identifikasi <i>Multivariate Time Series</i> dan Penentuan Lag Optimum.....	12
2.5 Uji Kointegrasi	13
2.6 <i>Vector Error Correction Model (VECM)</i>	19

2.7	Uji Kausalitas Granger	20
BAB III METODE PENELITIAN		25
BAB IV HASIL DAN PEMBAHASAN		29
4.1	Deskripsi Data	29
4.2	Uji Stasioneritas Data	30
4.3	Pengujian Dependency Antar Variabel.....	38
4.4	Analisis Hubungan Kausalitas dan Kesembagan Jangka Panjang.....	39
4.4.1	Identifikasi Multivariat Time Series dan Menentukan Lag Optimum	40
4.4.2	Pengujian Kointegrasi.....	43
4.4.3	Estimasi Parameter VECM.....	51
4.5	Uji Kausalitas	54
BAB V KESIMPULAN DAN SARAN		59
5.1	Kesimpulan	59
5.2	Saran.....	60

DAFTAR GAMBAR

	Hal
Gambar 3. 1 Diagram Alir Pengerjaan Tugas Akhir	27
Gambar 4. 1 Time Series Plot Data Inflasi (X_t)	31
Gambar 4. 1 Time Series Plot Data BI Rate (Y_t)	31
Gambar 4. 2 Time Series Plot Data Nilai Tukar (Z_t)	32
Gambar 4. 3 Plot Box-Cox data inflasi (X_t)	32
Gambar 4. 4 Plot Box-Cox data BI Rate (Y_t).....	33
Gambar 4. 5 Plot Box-Cox data nilai tukar (Z_t	33
Gambar 4. 6 Hasil Transformasi Box-Cox Data Inflasi (X_t^*) ...	34
Gambar 4. 7 Hasil Transformasi Box-Cox Data BI Rate (Y_t^*)..	34
Gambar 4. 8 Hasil Transformasi Box-Cox Data Nilai Tukar (Z_t^*)	35
Gambar 4. 10 Plot Partial Autoregression Matrix dengan Menggunakan Data Stasioner.....	40
Gambar 4. 11 Plot <i>Partial Autoregression Matrix</i> dengan Data Standarisasi.....	42

“Halaman ini sengaja dikosongkan.”

DAFTAR TABEL

	Hal
Tabel 2. 1 Transformasi Box-Cox	10
Tabel 4. 1 Statistika Deskriptif Data Penelitian.....	30
Tabel 4. 2 Hasil Uji Stasioneritas Mean Data Hasil Transformasi	37
Tabel 4. 3 Hasil uji stasioneritas <i>Mean Setelah Differencing</i> pertama	38
Tabel 4. 4 Hasil Perhitungan Panjang Lag Optimum	42
Tabel 4. 5 Hasil Uji <i>Trace Statistics</i>	48
Tabel 4. 6 Hasil Uji <i>Maximum Eigenvalue Statistics</i>	51
Tabel 4. 7 Hasil Estimasi VECM(1).....	53
Tabel 4. 8 Hasil Hasil Uji <i>White Noise Multivariate</i>	54
Tabel 4. 9 Hasil Uji Serentak <i>Granger Causality BI Rate</i> dengan Inflasi.....	57
Tabel 4. 10 Hasil Uji Parsial <i>Granger Causality BI Rate</i> dengan Inflasi.....	57

“Halaman ini sengaja dikosongkan.”

DAFTAR LAMPIRAN

	Hal
Lampiran A Tabel Data Inflasi, BI Rate dan Nilai Tukar	63
Lampiran B Estimasi parameter model VAR dan VECM dengan <i>Maximum Likelihood Estimator</i>	69
Lampiran C <i>Hasil Pengujian Dependency Data</i>	77
Lampiran D Hasil Pengujian Stasioneritas Data	78
Lampiran E Hasil Pengujian Lag Optimum.....	80
Lampiran E Hasil Pengujian Lag Optimum	80
Lampiran F Hasil <i>Pengujian Johansen Cointegration Test</i>	81
Lampiran G Hasil Estimasi Parameter VECM.....	82
Lampiran I <i>Listing Program MATLAB Granger Causality Test</i>	84
Lampiran J Perhitungan Uji Parsial <i>Granger Causality Test</i>	84

“Halaman ini sengaja dikosongkan.”

DAFTAR SIMBOL

- X_t : inflasi pada waktu t
 Y_t : *BI Rate* pada waktu t
 Z_t : nilai tukar rupiah terhadap USD pada waktu t
 Δ^d : operator differencing ke d
 M : jumlah variabel
 p : panjang lag optimum
 T : jumlah observasi
 $\tilde{\Sigma}(p)$: matriks *variance covariance* dari residual untuk model dengan lag p
 τ : parameter transformasi Box-Cox (*round value*)
 u_t : nilai residual persamaan ADF
 η_t : nilai residual persamaan *Granger Causality*
 ε_t : nilai residual persamaan VAR
 e_t : nilai residual persamaan ADF
 m : banyaknya vektor kointegrasi

“Halaman ini sengaja dikosongkan.”

BAB I

PENDAHULUAN

Pada bab ini dijelaskan tentang latar belakang masalah, rumusan masalah, batasan masalah, tujuan, manfaat dan sistematika penulisan Tugas Akhir.

1.1 Latar Belakang Masalah

Perekonomian Indonesia pada triwulan III 2017 menunjukkan kondisi yang baik, dapat dilihat dari pertumbuhan ekonomi Indonesia meningkat dibandingkan dua triwulan sebelumnya, rupiah melemah pada Oktober 2017 serta inflasi tetap terjaga pada level yang rendah yaitu 2,67% [1]. Akan tetapi kondisi tersebut tidak selamanya pada keadaan baik dan stabil. Pada umumnya permasalahan dalam perekonomian terbagi menjadi dua yaitu permasalahan jangka pendek dan permasalahan jangka panjang. Permasalahan jangka pendek merupakan suatu permasalahan yang berkaitan dengan bagaimana mengelola perekonomian dari suatu periode ke periode berikutnya dalam jangka pendek (bulan atau tahun) agar dapat terhindar dari penyakit ekonomi utama yaitu inflasi, pengangguran dan ketimpangan dalam neraca pembayaran. Permasalahan jangka panjang merupakan suatu permasalahan yang berkaitan dengan bagaimana mengelola perekonomian tetap berada dalam kondisi dimana fluktuasi variabel-variabel ekonomi bergerak dalam kondisi yang wajar atau stabil [2]. Kondisi perekonomian Indonesia mengalami perubahan seiring dengan berubahnya faktor-faktor yang mempengaruhi indikator makroekonomi. Inflasi merupakan salah satu indikator makroekonomi yang menjadi sasaran utama sebuah kebijakan moneter. Inflasi sendiri merupakan suatu keadaan dimana terjadinya kenaikan harga barang secara tajam dan terus-menerus dalam jangka waktu tertentu [3]. Bank Indonesia sebagai

bank sentral bertugas untuk menjaga inflasi agar tetap rendah dan stabil. Pada umumnya Bank Indonesia akan menaikkan suku bunga acuan (*BI Rate*) apabila inflasi kedepan diperkirakan melampaui sasaran yang telah ditetapkan, sebaliknya Bank Indonesia akan menurunkan *BI Rate* apabila inflasi ke depan diperkirakan berada di bawah sasaran yang ditetapkan [4]. Sehingga perubahan *BI Rate* mempengaruhi beberapa indikator makroekonomi salah satunya inflasi. Bank Indonesia juga memiliki tujuan untuk menjaga dan memelihara kestabilan nilai rupiah. Pelemahan nilai tukar rupiah dapat berdampak terhadap pencapaian sasaran inflasi kedepan [5]. Berdasarkan teori ekonomi *purchasing power parity*, apabila nilai tukar rupiah nominal berubah maka tingkat harga berubah pula [3]. Hal tersebut dapat memicu terjadinya inflasi dan juga berdampak pada perubahan *BI Rate*. Oleh karena itu, Tugas Akhir ini memiliki fokus pada hubungan keseimbangan jangka panjang inflasi, *BI Rate* dan nilai tukar rupiah.

Data inflasi, *BI Rate* dan nilai tukar merupakan data *time series* sehingga asumsi stasioner harus terpenuhi dalam mengetahui hubungan antar ketiganya. Sedangkan pada umumnya data dalam bidang ekonomi memiliki sifat nonstasioner. Oleh karena itu, pada Tugas akhir ini menggunakan metode kointegrasi untuk mengetahui hubungan keseimbangan jangka panjang pada data-data yang nonstasioner dan model *Error Correction* untuk mengetahui seberapa besar penyesuaian antar variabel data. Tugas Akhir ini membahas mengenai bagaimana model hubungan kausalitas dan model hubungan keseimbangan jangka panjang antara inflasi, *BI Rate* dan nilai tukar rupiah serta mendapatkan koefisien *Error Correction Term* (ECT) untuk mengetahui seberapa besar penyesuaian inflasi, *BI Rate* dan nilai tukar rupiah dalam mengoreksi ketidakseimbangan pada jangka pendek. Model kausalitas pada Tugas Akhir ini digunakan untuk mengetahui apakah antar variabel saling mempengaruhi satu sama

lain atau tidak. Inflasi dan nilai tukar rupiah dipilih sebagai objek Tugas Akhir ini karena kedua indikator makroekonomi tersebut merupakan sasaran utama dalam dunia perekonomian, serta *BI Rate* merupakan suku bunga acuan yang dapat mempengaruhi penentuan inflasi dan nilai tukar.

1.2 Rumusan Masalah

Rumusan masalah dalam Tugas Akhir ini yaitu :

1. Bagaimana model hubungan kausalitas dan model keseimbangan jangka panjang antara inflasi, *BI Rate* dan nilai tukar ?
2. Seberapa besar penyesuaian inflasi, *BI Rate* dan nilai tukar dalam mengoreksi ketidakseimbangan pada jangka pendeknya berdasarkan koefisien ECT ?

1.3 Batasan Masalah

Batasan permasalahan yang dibahas dalam Tugas Akhir ini yaitu:

1. Data yang digunakan merupakan data bulanan dari inflasi, *BI Rate* dan nilai tukar rupiah terhadap dollar Amerika Serikat.
2. Periode tahun yang digunakan adalah periode Juli 2005 sampai dengan Oktober 2017.

1.4 Tujuan

Tujuan dalam penulisan Tugas Akhir ini yaitu :

1. Mendapatkan model hubungan kausalitas dan model keseimbangan jangka panjang antara inflasi, *BI Rate* dan nilai tukar.
2. Mendapatkan koefisien ECT untuk mengetahui seberapa besar penyesuaian inflasi, *BI Rate* dan nilai tukar dalam mengoreksi ketidakseimbangan pada jangka pendeknya.

1.5 Manfaat

Manfaat yang dapat diperoleh dari Tugas Akhir ini yaitu :

1. Sebagai bahan pertimbangan dalam menentukan kebijakan ekonomi terkait dengan inflasi, *BI Rate* dan nilai tukar rupiah.
2. Dapat mengetahui seberapa besar penyesuaian pada inflasi, *BI Rate* dan nilai tukar di Indonesia untuk mencapai keseimbangan kembali.
3. Dapat mengetahui penerapan matematika pada perekonomian Indonesia.

1.6 Sistematika Penulisan

Tugas Akhir ini secara keseluruhan terdiri dari lima bab dan lampiran, secara garis besar dalam masing-masing bab dibahas hal-hal sebagai berikut :

1. BAB I PENDAHULUAN

Pada bab I dijelaskan gambaran umum dari penulisan Tugas Akhir yang meliputi latar belakang, rumusan masalah, batasan masalah, tujuan, manfaat dan sistematika penulisan.

2. BAB II TINJAUAN PUSTAKA

Pada bab II diuraikan tentang teori-teori yang terkait dengan permasalahan dalam Tugas Akhir, antara lain penelitian terdahulu, *Granger Causality*, pengujian kointegrasi dan *Vector Error Correction Model* (VECM). Teori-teori tersebut digunakan sebagai acuan dalam pengerjaan Tugas Akhir.

3. BAB III METODE PENELITIAN

Pada bab III dijelaskan tahapan-tahapan yang dilakukan dalam pengerjaan Tugas Akhir. Tahapan tersebut adalah Pengumpulan Data; Studi Literatur; Deskripsi Data, Analisis Hubungan Kausalitas dan Keseimbangan Jangka Panjang; Penarikan Kesimpulan; Penulisan Laporan Tugas Akhir.

4. BAB IV ANALISIS DAN PEMBAHASAN

Pada bab IV dibahas mengenai proses menentukan hubungan kausalitas dan model keseimbangan jangka panjang antara inflasi, *BI Rate* dan nilai tukar serta mendapatkan koefisien *Error Correction Term* (ECT) untuk mengetahui seberapa besar

penyesuaian inflasi, *BI Rate* dan nilai tukar dalam mengoreksi ketidaksimbangan pada jangka pendek.

5. BAB V PENUTUP

Pada bab V berisi kesimpulan yang diperoleh dari analisis dan pembahasan Tugas Akhir serta saran untuk pengembangan penelitian selanjutnya.

“Halaman ini sengaja dikosongkan.”

BAB II

TINJAUAN PUSTAKA

2.1 Penelitian Terdahulu

Dalam Tugas Akhir ini dilampirkan beberapa penelitian terdahulu yang relevan dengan permasalahan yang diteliti tentang analisis hubungan kausalitas dan jangka panjang pada inflasi, *BI Rate* dan nilai tukar rupiah.

Penelitian tentang analisis hubungan inflasi, *BI Rate* dan nilai tukar rupiah diantaranya adalah Heri Purnomo yang melakukan pemodelan suku bunga dan inflasi di Indonesia dengan pendekatan TVECM, dimana kesimpulan yang diperoleh menunjukkan bahwa suku bunga dipengaruhi satu sampai dua periode sebelumnya (*2 lag*) serta nilai titik keseimbangan jangka panjang antara variabel suku bunga dan inflasi sebesar 1,287 % [6]. Lexy Janzen Sinay dengan menggunakan pendekatan VECM. Hasil penelitian ini diperoleh model terbaik untuk data tingkat inflasi, *BI Rate* dan nilai tukar rupiah USD terhadap IDR adalah VECM (5) [7]. Dhaniar Aji Anggoro juga menganalisis hubungan variabel moneter di Indonesia sebelum dan sesudah penerapan kebijakan *Inflation Targeting Framework (ITF)* periode (Januari 1991 – April 2010) dengan menggunakan metode VECM, dengan hasil penelitian menunjukkan adanya respon yang berbeda oleh inflasi terhadap masing-masing variabel sebelum dan sesudah penerapan ITF [8]. Noor Iskandarsyah melakukan penelitian tentang faktor-faktor yang mempengaruhi pergerakan rupiah dengan kesimpulan bahwa dalam jangka panjang seluruh variabel makroekonomi Indonesia dan Amerika dalam model moneter berpengaruh signifikan terhadap nilai tukar rupiah rupiah. Kondisi yang sama terjadi pula dalam jangka pendek dimana semua

variabel bebas berpengaruh terhadap fluktuasi nilai tukar rupiah rupiah [9].

2.2 Pengujian Korelasi Antar Variabel

Dalam analisis hubungan kausalitas dan hubungan jangka panjang, perlu diketahui terlebih dahulu apakah antar variabel yang digunakan saling berkorelasi satu sama lain. Uji korelasi merupakan pengujian untuk mengetahui hubungan antar variabel. Uji *Bartlett of Sphericity* merupakan salah satu pengujian korelasi dengan menggunakan hipotesa statistik untuk mengetahui hubungan antara semua variabel data pengamatan dalam kasus multivariat. Uji hipotesa *Bartlett of Sphericity* sebagai berikut :

$H_0 : \mathbf{R} = \mathbf{I}$ (tidak terdapat korelasi antar variabel)

$H_1 : \mathbf{R} \neq \mathbf{I}$ (terdapat korelasi antar variabel)

Statistik uji :

$$\chi^2_{hitung} = - \left(T - 1 - \frac{2M - 5}{6} \right) \ln |\mathbf{R}| \quad (2.1)$$

dengan,

$$\mathbf{R} = \begin{bmatrix} r_{11} & r_{12} & \cdots & r_{1M} \\ r_{21} & r_{22} & \cdots & r_{2M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ r_{M1} & r_{M2} & \cdots & r_{MM} \end{bmatrix},$$

$$r_{11} = r_{22} = \cdots = r_{MM} = 1$$

$$r_{ij} = \frac{\sum_{t=1}^T (y_{ti} - \bar{y}_i)(y_{tj} - \bar{y}_j)}{\sqrt{\sum_{t=1}^T (y_{ti} - \bar{y}_i)^2 \sum_{t=1}^T (y_{tj} - \bar{y}_j)^2}}, \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (2.2)$$

\mathbf{I} : matriks identitas

T : jumlah observasi

M : jumlah variabel

$|\mathbf{R}|$: determinan dari matriks korelasi antar variabel

Kriteria pengujian :

Jika $\chi^2_{hitung} > \chi^2_{\alpha; \frac{1}{2}M(M-1)}$ maka tolak H_0 , artinya terdapat korelasi antar variabel yang diuji [10].

2.3 Stasioneritas Data

Data *time series* merupakan sebuah kumpulan data observasi dari beberapa waktu yang berbeda yang terjadi secara beruntun dengan interval waktu yang konstan sehingga terdapat keterkaitan antara data periode sekarang dengan periode sebelumnya. Pengamatan data *time series* dinotasikan dengan Y_t dengan t adalah indeks waktu urutan pengamatan. Asumsi dasar dari data *time series* adalah kestasioneritasan. Stasioner merupakan kondisi dimana nilai tengah (*mean*) dan *varians* data *time series* konstan terhadap waktu [11]. Y_t bersifat stasioner dalam mean dan *varians* apabila mean dan *varians* Y_t tidak dipengaruhi oleh waktu observasi. Sehingga mean dari Y_t yaitu :

$$E(Y_t) = E(Y_{t+k}) = \mu$$

Varians dari Y_t yaitu :

$$var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = E(Y_{t+k} - \mu)^2 = \sigma^2$$

dengan Y_t merupakan data *time series*.

Untuk memeriksa kestasioneran dapat digunakan plot data *time series* Y_t terhadap waktu t . Stasioner terhadap *varians* dapat dilihat dari nilai parameter transformasi (*round value*) sama dengan 1 pada transformasi pangkat Box-Cox. Jika *time series* nonstasioner dalam *varians*, maka dilakukan transformasi agar nilai *varians* menjadi konstan dengan menggunakan transformasi pangkat dengan persamaan sebagai berikut

$$T(Y_t) = \begin{cases} \frac{(Y_t)^\psi - 1}{\tau}, & \psi \neq 0 \\ \ln(Y_t), & \psi = 0 \end{cases} \quad (2.3)$$

dengan,

ψ : parameter transformasi Box-Cox (*round value*)

$T(Y_t)$: merupakan hasil transformasi Box-Cox [11].

Beberapa nilai transformasi pangkat *Box Cox* dapat dilihat pada Tabel 2.1

Tabel 2. 1 Transformasi Pangkat Box-Cox

Nilai ψ	Bentuk Transformasi
-1	$\frac{1}{Y_t}$
-0.5	$\frac{1}{\sqrt{Y_t}}$
0	$\ln(Y_t)$
0.5	$\sqrt{Y_t}$
1	Y_t (tidak ada transformasi)

Jika berfluktuasi disekitar nilai tengah (*mean*) yang tetap sepanjang waktu observasi maka *time series* dikatakan stasioner *mean*. Stasioner terhadap *mean* dapat diketahui salah satunya dengan menggunakan uji *unit root Augmented Dickey Fuller* (ADF). Uji ADF merupakan perluasan dari uji *Dickey Fuller* (DF). Perbedaan kedua uji tersebut terletak pada *error term*. Uji DF mengasumsikan bahwa *error term* tidak berkorelasi dan hanya mempresentasikan proses *autoregressive* orde satu sedangkan uji ADF digunakan ketika kondisi *error term* berkorelasi dan dapat merepresentasikan orde persamaan *autoregressive* yang lebih

tinggi. Jika data nonstasioner terhadap *mean*, maka dilakukan *differencing* sampai diperoleh data yang stasioner [12]. Persamaan *differencing* orde pertama sebagai berikut :

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$$

dengan,

ΔY_t merupakan data *time series* pada waktu ke t setelah *differencing*.

Uji ADF dilakukan dengan menambahkan nilai lag dari variabel dependen ΔY_t pada regresi data sekarang dengan data masa lalunya [13]. Persamaan yang digunakan dalam uji ADF sebagai berikut,

$$\Delta Y_t = a_0 + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p a_i \Delta Y_{t-i} + u_t$$

dengan,

u_t : nilai residual persamaan ADF

δ : parameter lag pertama (Y_{t-1})

Parameter model ADF diperoleh menggunakan estimasi parameter dengan metode *Ordinary Least Square* (OLS) [11]. Estimasi parameter dengan menggunakan OLS sebagai berikut,

$$\hat{\mathbf{a}} = (\mathbf{Y}'\mathbf{Y})^{-1}\mathbf{Y}'(\Delta\mathbf{Y})$$

dengan

$$\hat{\mathbf{a}} = \begin{bmatrix} \hat{a}_0 \\ \hat{\delta} \\ \hat{a}_1 \\ \vdots \\ \hat{a}_i \end{bmatrix}, \Delta\mathbf{Y} = \begin{bmatrix} \Delta Y_1 \\ \Delta Y_2 \\ \vdots \\ \Delta Y_t \end{bmatrix}, \mathbf{Y} = \begin{bmatrix} 1 & Y_{1,t-1} & \Delta Y_{1,t-1} & \Delta Y_{1,t-2} & \cdots & \Delta Y_{1,t-i} \\ 1 & Y_{2,t-1} & \Delta Y_{2,t-1} & \Delta Y_{2,t-2} & \cdots & \Delta Y_{2,t-i} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & Y_{t,t-1} & \Delta Y_{t,t-1} & \Delta Y_{t,t-2} & \cdots & \Delta Y_{t,t-i} \end{bmatrix}$$

Uji hipotesa ADF menggunakan stastistik uji *tau* (τ) dengan hipotesa sebagai berikut,

Hipotesa :

$H_0 : \delta = 0$ (yaitu *time series* nonstasioner *mean*)

$H_1 : \delta < 0$ (yaitu *time series* stasioner *mean*)

Statistik uji *tau* (τ) sebagai berikut:

$$\tau_{hitung} = \frac{\hat{\delta}}{Se(\hat{\delta})} \quad (2.4)$$

Kriteria pengujian diperoleh jika nilai τ_{hitung} lebih kecil dari nilai kritis τ_{tabel} maka hipotesis nol ditolak yang berarti bahwa Y_t stasioner pada *mean*. Proses *differencing* dilakukan kembali apabila hasil diperoleh masih nonstasioner terhadap *mean* [13].

2.4 Identifikasi *Multivariate Time Series* dan Penentuan Lag Optimum

Apabila antar variabel diketahui saling berkorelasi, maka untuk menjelaskan hubungan kausalitas dan hubungan keseimbangan jangka panjang antar variabel dengan menggunakan pemodelan *multivariate time series*. Proses identifikasi model *multivariate time series* dapat dilakukan secara visual dengan memperhatikan pola *Partial Autoregression Matrix*. Tiao dan Box mendefinisikan *Partial Autoregression Matrix* pada lag p sebagai koefisien matriks dari data yang diterapkan dalam proses *Vector Autoregression* order p (VAR(p)). Metode untuk mempermudah penjelasan pola *Partial Autoregression Matrix* dengan menggunakan tanda (+), (-), dan (.). Tanda (+) menunjukkan menunjukkan bahwa terdapat hubungan korelasi positif, tanda (-) menunjukkan hubungan korelasi negatif, dan tanda (.) menunjukkan tidak terdapat hubungan korelasi [11]. Orde VAR(p) ditunjukkan dengan adanya *cutoff* pada pola *Partial Autoregression Matrix*.

Setelah dugaan model VAR(p) telah diperoleh kemudian dilakukan estimasi model *vector autoregression* (VAR(p))

menggunakan data *undifferenced* [14]. p merupakan orde model VAR(p) yang menyatakan lag yang digunakan. Estimasi parameter model dan matriks *variance covariance* ($\tilde{\Sigma}(p)$) menggunakan persamaan (B.8) dan (B.9) pada lampiran B. Kriteria yang digunakan dalam menentukan lag optimum, yaitu *Akaike's Information Criterion* (AIC) dan *Hannan Quinn Criterion* (HQ). Nilai p dipilih apabila AIC dan SIC memiliki nilai minimum. Persamaan AIC sebagai berikut,

$$AIC(p) = \ln(\det(\tilde{\Sigma}(p))) + \frac{2M^2p}{T}$$

dan persamaan HQ sebagai berikut

$$HQ(p) = \ln \det(\tilde{\Sigma}(p)) + \frac{2\ln(\ln(T))pM^2}{T}$$

dengan,

M : jumlah variabel,

p : lag yang digunakan,

T : jumlah observasi,

$\tilde{\Sigma}(p)$: matriks *variance covariance* dari residual untuk model VAR(p) [15].

2.5 Uji Kointegrasi

Penelitian Tugas Akhir ini memiliki fokus pada metode kointegrasi yang diterapkan pada hubungan indikator-indikator ekonomi. Metode kointegrasi pertama kali diperkenalkan oleh *Engle* dan *Granger*, kemudian dikembangkan oleh *Johansen* serta disempurnakan oleh *Johansen* dan *Juselius* [12]. Sebuah *univariate time series* (X_t, Y_t , dan Z_t) yang nonstasioner dapat dikatakan terintegrasi pada orde d , yang dinotasikan dengan $I(d)$, jika (X_t, Y_t , dan Z_t) nonstasioner pada $(d - 1)$ *differencing* tetapi stasioner pada d *differencing*. Sehingga sebuah *time series* \mathbf{W}_t dengan $\mathbf{W}_t = (X_t, Y_t, Z_t)'$ dapat dikatakan berkointegrasi pada orde (d, b) yang dinotasikan dengan $CI(d, b)$ untuk $0 < b \leq d$ apabila

setiap variabel pada $(M \times 1)$ *time series* \mathbf{W}_t merupakan $I(d)$ tetapi beberapa kombinasi linier dari $\beta' \mathbf{W}_t$ adalah $I(d - b)$ untuk β' merupakan $(1 \times M)$ vektor konstan yang tak nol [11]. β' merupakan vektor kointegrasi yang biasa disebut sebagai parameter jangka panjang pada bidang ekonomi. Sehingga kointegrasi dapat dinyatakan sebagai suatu hubungan jangka panjang antara variabel-variabel yang nonstasioner tetapi kombinasi linier antar variabelnya stasioner. Proses kointegrasi dengan menggunakan data $\Delta \mathbf{W}_t$ tidak dapat direpresentasikan dalam bentuk *Moving Average* (MA) maupun *Vector Autoregression* (VAR) karena memiliki matriks *varians covariance* yang definit positif atau $|\Sigma_\varepsilon| = 0$ [11]. Sehingga Engle dan Granger (1987) memperkenalkan *multivariate time series* dalam bentuk *error correction* untuk mempertahankan struktur MA dalam model [15]. Proses kointegrasi salah satunya dapat dilakukan dengan metode *Johansen Cointegration* menggunakan model *Vector Autoregression* (VAR) dari data *undifferencing* dengan memasukkan komponen *error correction* untuk membuktikan adanya kointegrasi pada model [14]. Persamaan VAR(p) sebagai berikut,

$$\mathbf{W}_t = \mathbf{A}_0 + \mathbf{A}_1 \mathbf{W}_{t-1} + \mathbf{A}_2 \mathbf{W}_{t-2} + \dots + \mathbf{A}_p \mathbf{W}_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2.5)$$

dengan,

$$\mathbf{W}_t = [\mathbf{X}_t \quad \mathbf{Y}_t \quad \mathbf{Z}_t]'$$

p : panjang lag optimum

t : waktu pengamatan

Jika $p > 1$ maka VAR pada persamaan (2.5) dibentuk dalam *error correction* dengan kurangi dan tambah dengan $\mathbf{A}_p \mathbf{W}_{t-p+1}$ sebagai berikut,

$$\mathbf{W}_t = \mathbf{A}_0 + \mathbf{A}_1 \mathbf{W}_{t-1} + \mathbf{A}_2 \mathbf{W}_{t-2} + \dots + \mathbf{A}_p \mathbf{W}_{t-p} + \mathbf{A}_p \mathbf{W}_{t-p+1} - \mathbf{A}_p \mathbf{W}_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

$$W_t = A_0 + A_1W_{t-1} + A_2W_{t-2} + \cdots + A_{p-1}W_{t-(p-1)} + A_pW_{t-p} \\ + A_pW_{t-p+1} - A_pW_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

$$W_t = A_0 + A_1W_{t-1} + A_2W_{t-2} + \cdots + A_{p-2}W_{t-p+2} \\ + A_{p-1}W_{t-p+1} + A_pW_{t-p} + A_pW_{t-p+1} - A_pW_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

$$W_t = A_0 + A_1W_{t-1} + A_2W_{t-2} + \cdots + A_{p-2}W_{t-p+2} \\ + (A_{p-1} + A_p)W_{t-p+1} - A_p(W_{t-p+1} - W_{t-p}) + \varepsilon_t$$

$$W_t = A_0 + A_1W_{t-1} + A_2W_{t-2} + \cdots + A_{p-2}W_{t-p+2} \\ + (A_{p-1} + A_p)W_{t-p+1} - A_p\Delta W_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

Kemudian kurangi dan tambah dengan $(A_{p-1} + A_p)W_{t-p+2}$ sehingga persamaan menjadi sebagai berikut,

$$W_t = A_0 + A_1W_{t-1} + A_2W_{t-2} + \cdots + A_{p-2}W_{t-p+2} \\ + (A_{p-1} + A_p)W_{t-p+1} - A_p\Delta W_{t-p+1} \\ + (A_{p-1} + A_p)W_{t-p+2} - (A_{p-1} + A_p)W_{t-p+2} + \varepsilon_t$$

$$W_t = A_0 + A_1W_{t-1} + A_2W_{t-2} + \cdots + A_{p-2}W_{t-p+2} \\ + (A_{p-1} + A_p)W_{t-p+2} - A_p\Delta W_{t-p+1} \\ - (A_{p-1} + A_p)(W_{t-p+1} - W_{t-p+2}) + \varepsilon_t$$

$$W_t = A_0 + A_1W_{t-1} + A_2W_{t-2} + \cdots + A_{p-2}W_{t-p+2} \\ + (A_{p-1} + A_p)W_{t-p+2} - (A_{p-1} + A_p)\Delta W_{t-p+2} \\ - A_p\Delta W_{t-p+1} + \varepsilon_t$$

Kemudian dilakukan penambahan dan pengurangan dengan $(A_{p-2} + A_{p-1} + A_p)W_{t-p+3}$. Kemudian kembali dilakukan penambahan dan pengurangan dengan $(A_{p-3} + A_{p-2} + A_{p-1} + A_p)W_{t-p+4}$ dan seterusnya berdasarkan lag yang digunakan sampai persamaan menjadi sebagai berikut,

$$\begin{aligned}
W_t &= A_0 + (A_1 + A_2 + \dots + A_{p-1} + A_p)W_{t-1} - (A_2)\Delta W_{t-1} \\
&\quad - (A_2 + A_3)\Delta W_{t-2} - \dots \\
&\quad - (A_{p-2} + A_{p-1} + A_p)\Delta W_{t-p+3} \\
&\quad - (A_{p-1} + A_p)\Delta W_{t-p+2} - A_p \Delta W_{t-p+1} + \varepsilon_t
\end{aligned}$$

Langkah selanjutnya disisi kanan dan kiri dikurangi dengan W_{t-1} sebagai berikut

$$\begin{aligned}
W_t - W_{t-1} &= A_0 + (A_1 + A_2 + \dots + A_{p-1} + A_p)W_{t-1} \\
&\quad - (A_2)\Delta W_{t-1} - (A_2 + A_3)\Delta W_{t-2} - \dots \\
&\quad - (A_{p-2} + A_{p-1} + A_p)\Delta W_{t-p+3} \\
&\quad - (A_{p-1} + A_p)\Delta W_{t-p+2} - A_p \Delta W_{t-p+1} - W_{t-1} \\
&\quad + \varepsilon_t
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
W_t - W_{t-1} &= A_0 + (A_1 + A_2 + \dots + A_{p-1} + A_p - I)W_{t-1} \\
&\quad - (A_2)\Delta W_{t-1} - (A_2 + A_3)\Delta W_{t-2} - \dots \\
&\quad - (A_{p-2} + A_{p-1} + A_p)\Delta W_{t-p+3} \\
&\quad - (A_{p-1} + A_p)\Delta W_{t-p+2} - A_p \Delta W_{t-p+1} - W_{t-1} \\
&\quad + \varepsilon_t
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\Delta W_t &= A_0 + (-I + A_1 + A_2 + \dots + A_{p-1} + A_p)W_{t-1} \\
&\quad - (A_2)\Delta W_{t-1} - (A_2 + A_3)\Delta W_{t-2} - \dots \\
&\quad - (A_{p-2} + A_{p-1} + A_p)\Delta W_{t-p+3} \\
&\quad - (A_{p-1} + A_p)\Delta W_{t-p+2} - A_p \Delta W_{t-p+1} - W_{t-1} \\
&\quad + \varepsilon_t
\end{aligned}$$

$$\Delta W_t = A_0 + \pi W_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta W_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.6)$$

dengan $\pi = -(I - \sum_{i=1}^p A_i)$ dan $\pi_i = -\sum_{j=i+1}^{p-1} A_j$

Persamaan (2.6) sering disebut *error correction model* (ECM) untuk data *unit root nonstationary series* W_t . Karena Σ_ε merupakan matriks singular untuk sistem kointegrasi, sehingga π

tidak full rank. Terdapat dua kasus pada proses kointegrasi yang perlu diperhatikan yaitu :

1. Jika $\text{rank}(\boldsymbol{\pi}) = 0$ maka $\boldsymbol{\pi} = \mathbf{0}$ sehingga tidak memiliki vektor kointegrasi. Dalam kasus ini memberikan arti bahwa \mathbf{W}_t memiliki *unit root* dan dapat langsung menggunakan data *difference* $\Delta\mathbf{W}_t$ yang merupakan proses $\text{VAR}(p - 1)$
2. Jika $\text{rank}(\boldsymbol{\pi}) = m > 0$ maka setidaknya terdapat matriks $\boldsymbol{\alpha}$ dan $\boldsymbol{\beta}$ yang memenuhi $\boldsymbol{\pi} = \boldsymbol{\alpha}\boldsymbol{\beta}'$ dan *vector series* $\mathbf{w}_t = \boldsymbol{\beta}'\mathbf{W}_t$ dengan $\boldsymbol{\alpha}$ merupakan parameter *speed adjustment*, $\boldsymbol{\beta}$ merupakan vektor kointegrasi, dan \mathbf{w}_t merupakan *error correction term*. Dalam kasus ini memberikan arti bahwa \mathbf{W}_t memiliki m vektor kointegrasi dan $k - m$ *unit roots* [15].

Proses kointegrasi dengan metode *Johansen* dapat menentukan rank dari $\boldsymbol{\pi}$ dan bentuk *error correction* dapat menjelaskan tentang koefisien *speed adjustment* atau biasa dikenal dengan koefisien *Error Correction Term* (ECT) [14]. Pengujian dengan metode *Johansen* menggunakan *eigenvalue* (λ_i) yang tidak diperoleh dari matriks $\boldsymbol{\pi}$ persamaan (2.6) secara langsung tetapi *eigenvalue* (λ_i) diperoleh dari *varians covariance* matriks antara $\Delta\mathbf{W}_t$ dan \mathbf{W}_{t-1} . Langkah - langkah dilakukan dalam menentukan matriks *varians covariance* antara $\Delta\mathbf{W}_t$ dan \mathbf{W}_{t-1} adalah

1. Menentukan panjang lag (p) yang sesuai pada VAR pada persamaan (2.4).
2. Mengestimasi VAR *in first differences* dengan persamaan sebagai berikut,

$$\Delta\mathbf{W}_t = \mathbf{C}_0 + \sum_{i=1}^{p-1} \mathbf{C}_i \Delta\mathbf{W}_{t-i} + \boldsymbol{\varepsilon}_{1t} \quad (2.7)$$

3. Melakukan regresi \mathbf{W}_{t-1} pada perubahan lag kemudian estimasi bentuk persamaan berikut,

$$W_{t-1} = D_0 + \sum_{i=1}^{p-1} D_i \Delta W_{t-i} + \varepsilon_{2t}$$

4. Langkah terakhir yaitu dengan melakukan perhitungan matriks *varians covariance* antara residual ΔW_t dan residual W_{t-1} dengan menghitung S_{ii} dan S_{12} sebagai berikut,

$$S_{ii} = T^{-1} \sum_{t=1}^T \varepsilon_{it} (\varepsilon_{it})'$$

$$S_{12} = T^{-1} \sum_{t=1}^T \varepsilon_{2t} (\varepsilon_{1t})'$$

Sehingga didapatkan solusi untuk mendapatkan λ_i sebagai berikut,

$$|\lambda_i S_{22} - (S_{12})(S_{11})^{-1}(S_{12})'| = 0 \quad (2.9)$$

dengan,

S_{22} : matriks *varians covariance* dari ε_{2t} dengan ε_{2t}

S_{12} : matriks *varians covariance* dari ε_{1t} dengan ε_{2t}

S_{11} : matriks *varians covariance* dari ε_{1t} dengan ε_{1t}

ε_{1t} : residual persamaan (2.7)

ε_{2t} : residual persamaan (2.8)

Setelah didapatkan *eigenvalue* dari *varians covariance* matriks, kemudian dilakukan pengujian *Johansen cointegration* menggunakan *trace test* dan *maximum eigenvalue test* untuk menentukan banyaknya vektor kointegrasi (m). Apabila terdapat M variabel yang semuanya nonstasioner maka terdapat setidaknya $M - 1$ vektor kointegrasi [14]. Hipotesa pengujian *Johansen cointegration* sebagai berikut,

Hipotesa :

H_0 : tidak memiliki persamaan kointegrasi

H_1 : memiliki persamaan kointegrasi

Pengujian hipotesa dengan statistik uji *trace* sebagai berikut

$$\lambda_{trace}(m) = -T \sum_{i=m+1}^M \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (2.10)$$

dan statistik uji *max* sebagai berikut

$$\lambda_{max}(m) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{m+1}) \quad (2.11)$$

dengan,

m : banyaknya vektor kointegrasi

M : banyaknya variabel

Kriteria pengujian :

Jika nilai *trace statistic* dan *max statistic* lebih besar dari nilai tabel *critical value*, maka tolak H_0 yang berarti memiliki persamaan kointegrasi [14].

2.6 Vector Error Correction Model (VECM)

VECM merupakan pengembangan model VAR yang dirancang untuk data nonstasioner yang diketahui memiliki hubungan kointegrasi. Variabel-variabel dalam VECM merupakan variabel-variabel turunan pertama dalam model VAR yang memuat *error correction term*. Analisis VECM mempertimbangkan adanya fluktuasi data yang bergerak di sekitar trend jangka panjang sehingga model VECM digunakan untuk menganalisis adanya koreksi pada variabel dependen akibat adanya kondisi ketidakseimbangan pada beberapa variabel [12]. Hubungan dinamis jangka pendek dari suatu variabel di dalam sistem dipengaruhi oleh penyimpangan dari keseimbangan jangka panjang yang dikenal sebagai *cointegration term* atau *error correction term* (ECT) [6]. Model linier VECM dapat ditulis sebagai berikut :

$$\Delta Y_t = B'Y_{t-1}(\beta) + e_t$$

dengan,

$$Y_{t-1}(\beta) = \begin{pmatrix} 1 \\ y_{t-1}(\beta) \\ \Delta Y_{t-1} \\ \Delta Y_{t-2} \\ \vdots \\ \Delta Y_{t-p} \end{pmatrix}$$

$$B' = [B_0 \quad B_Y \beta' \quad B_1 \quad B_2 \quad \dots \quad B_p]$$

Y_t : data *time series*,

$y_t(\beta) = \beta' Y_t$: error correction term $I(0)$,

p : panjang lag optimum,

B_Y : parameter *speed adjustment*

β : *cointegration vector*

β dan B : parameter yang diestimasi oleh *maximum likelihood* [14].

2.7 Uji Kausalitas Granger

Granger Causality test merupakan salah satu uji kausalitas untuk mengetahui hubungan timbal balik antara dua variabel penelitian. Uji ini juga bertujuan untuk melihat pengaruh masa lalu dari suatu variabel terhadap variabel lain pada masa sekarang. Apabila terdapat 2 variabel, yaitu X dan Y dan lag yang digunakan pada persamaan *Granger Causality* merupakan lag optimum pada subbab sebelumnya, maka model regresi yang digunakan untuk menguji *Granger Causality* seperti berikut:

$$X_t = \sum_{j=1}^p b_{1,j} Y_{t-j} + \sum_{j=1}^p b_{1,j} X_{t-j} + \eta_{1t} \quad (2.12)$$

$$Y_t = \sum_{j=1}^p b_{2,j} X_{t-j} + \sum_{j=1}^p b_{2,j} Y_{t-j} + \eta_{2t} \quad (2.13)$$

dengan,

X_t dan Y_t : data *time series*

t : waktu

p : panjang lag optimum

η_t : nilai residual persamaan *Granger Causality*

Kemudian estimasi parameter persamaan *Granger Causality* dengan menggunakan *Ordinary Least Square*. Terdapat dua pengujian hipotesa yang dilakukan pada persamaan *Granger Causality*, yaitu :

1. Pengujian serentak pada persamaan *Granger Causality* dengan menggunakan statistik uji F untuk menentukan hubungan antara variabel dependen dan independen. Persamaan yang digunakan pada uji F adalah persamaan yang telah menghilangkan parameter-parameter yang tidak signifikan sehingga didapatkan *restricted residual sum of squares* (RSS_R). Kemudian melakukan regresi antara X_t dengan memasukkan seluruh lag variabel X_t dan Y_t kedalam persamaan regresi sehingga didapatkan *unrestricted residual sum of square* (RSS_{UR}). Pengujian hipotesa nol dan hipotesa alternatif *Granger Causality* pada persamaan (2.12) sebagai berikut,

Hipotesa :

$$H_0 : \beta_{1,1} = \beta_{1,2} = \dots = \beta_{1,j} = 0$$

(Y_t tidak mempengaruhi X_t)

$$H_1 : \text{paling sedikit terdapat satu } \beta_{1,j} \neq 0$$

(Y_t mempengaruhi X_t)

Pengujian hipotesa menggunakan uji F dengan persamaan,

$$F_{hitung} = \frac{\frac{RSS_R - RSS_{UR}}{p}}{\frac{RSS_{UR}}{n - k}}$$

dengan,

RSS_R : *restricted Residual Sum of Square*

RSS_{UR} : *unrestricted Residual Sum of Square*

p : panjang lag optimum

k : jumlah parameter yang diestimasi dalam *unrestricted regression*.

Kriteria pengujian F memenuhi apabila tingkat signifikansi α dan $F_{tabel} = F_{(1-\frac{\alpha}{2}; m; n-k)}$. Jika $|F_{hitung}| > |F_{tabel}|$ maka tolak H_0 , artinya Y_t mempengaruhi X_t [13].

2. Pengujian parsial pada masing-masing parameter persamaan *Granger Causality* dengan menggunakan statistik uji t untuk mengetahui signifikansi parameter pada persamaan *Granger Causality*. Hipotesa yang digunakan pada statistik uji t sebagai berikut,

Hipotesa :

$H_0 : \beta_{i,j} = 0$ (parameter tidak signifikan)

$H_1 : \beta_{i,j} \neq 0$ (parameter signifikan)

Statistik uji :

$$t_{hitung} = \frac{\beta_{i,j}}{se(b_{i,j})}, i = 1,2; j = 1,2, \dots, p$$

Kriteria pengujian t memenuhi apabila dengan tingkat signifikansi α dan $t_{tabel} = t_{\frac{\alpha}{2}; T-p}$. Jika $|t_{hitung}| > |t_{tabel}|$ maka tolak H_0 , artinya parameter yang diuji telah signifikan.

Terdapat beberapa kemungkinan yang terjadi dari hasil pengujian kausalitas, antara lain :

1. Y_t mempengaruhi X_t (*unidirectional causality*) terjadi apabila koefisien estimasi Lag Y_t dalam persamaan (2.4) secara statistik berbeda dari nol sebagai satu grup dan kumpulan dari koefisien estimasi lag Y_t dalam persamaan (2.5) tidak berbeda dari nol secara statistik.
2. X_t mempengaruhi Y_t (*unidirectional causality*) terjadi apabila koefisien estimasi Lag X_t dalam persamaan (2.5) secara statistik berbeda dari nol sebagai satu grup dan kumpulan dari koefisien

estimasi lag Y_t dalam persamaan (2.4) tidak berbeda dari nol secara statistik.

3. X_t dan Y_t mempengaruhi satu sama lain (*bilateral causality*) terjadi ketika kumpulan dari koefisien X dan Y secara statistik berbeda dari nol dengan signifikan dalam kedua regresi tersebut.
4. X_t dan Y_t tidak mempengaruhi satu sama lain (*Independence*) terjadi ketika kumpulan dari koefisien X dan Y tidak signifikan secara statistik pada kedua regresi tersebut. [13].

“Halaman ini sengaja dikosongkan.”

BAB III

METODE PENELITIAN

Pada bab ini dijelaskan mengenai tahapan untuk mendapatkan hubungan kausalitas dan hubungan keseimbangan jangka panjang antara inflasi, *BI Rate* dan nilai tukar serta mendapatkan koefisien *Error Correction Term* (ECT) yang dilakukan dalam pengerjaan Tugas Akhir. Metode penelitian terdiri atas enam tahap sebagai berikut :

1. Pengumpulan Data

Pada tahap ini dilakukan pengumpulan data sekunder dari inflasi, *BI Rate*, dan nilai tukar rupiah terhadap dollar Amerika Serikat. Data yang dipakai merupakan data bulanan *year on year* yang diperoleh dari Statistik Sistem Keuangan Indonesia Bank Indonesia.

2. Studi Literatur

Pada tahap ini dilakukan identifikasi permasalahan dan pengumpulan referensi yang menunjang penyelesaian Tugas Akhir. Referensi yang dipakai adalah buku-buku literatur, jurnal ilmiah, tugas akhir atau tesis yang berkaitan dengan permasalahan maupun metode yang dipakai.

3. Deskripsi Data

Pada tahap ini dilakukan analisis deskriptif data inflasi, *BI Rate* dan nilai tukar.

4. Pengujian Stasioneritas Masing-Masing Data

Pada tahap ini dilakukan pemeriksaan kestasioneran data inflasi, *BI Rate* dan nilai tukar dengan menggunakan *Box-Cox* untuk data stasioner dalam varians dan *Augmented Dickey Fuller* (ADF) *Test* untuk data stasioner dalam *mean*.

5. Pengujian *Dependency* Antar Variabel

Pada tahap ini dilakukan pengujian *dependency* antara data inflasi, *BI Rate* dan nilai tukar dengan menggunakan *Bartlett of Sphericity*.

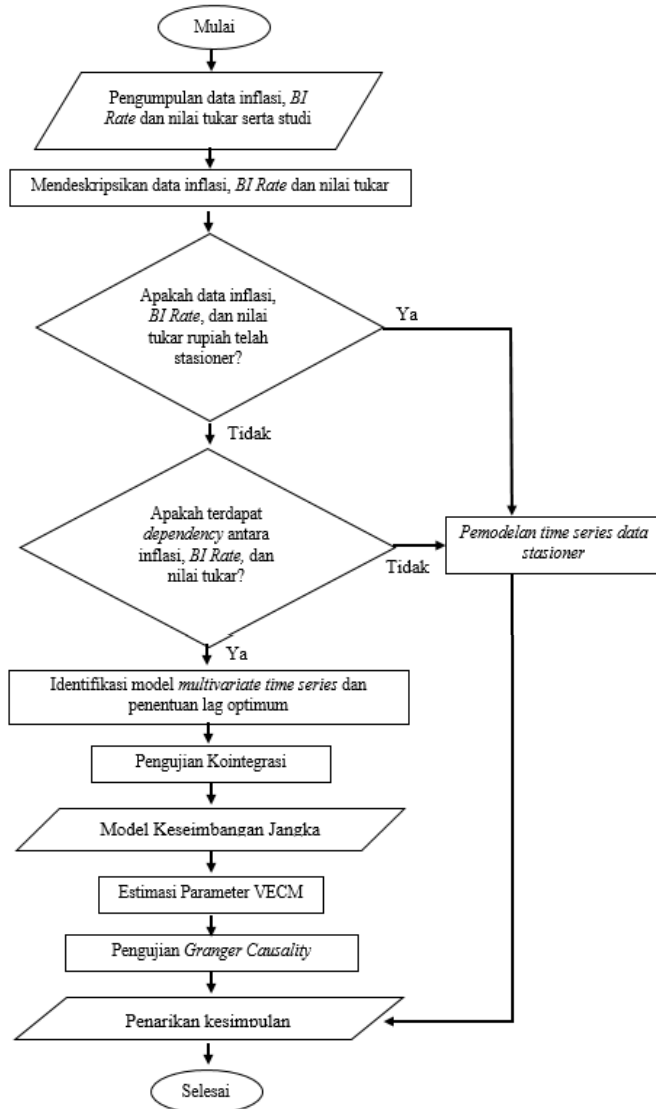
6. Analisis Hubungan Kausalitas dan Keseimbangan Jangka Panjang

Pada tahap ini dilakukan analisis hubungan kausalitas dan keseimbangan jangka panjang data inflasi, *BI Rate* dan nilai tukar dengan langkah-langkah sebagai berikut :

- a. Mengidentifikasi orde model multivariat *time series* dengan melihat pola yang terbentuk dari fungsi *Partial Autoregression Matrix*. Setelah didapatkan orde model, dilakukan pemodelan VAR dari variabel nonstasioner sampai didapatkan nilai kriteria *Akaike's information Criterion (AIC)* dan *Hanan Quinn Criterion (HQ)* terkecil. Nilai AIC dan HQ terkecil menunjukkan lag optimum pada model.
- b. Pengujian kointegrasi dengan metode *Johansen's Cointegration Test*.
- c. Penentuan model VECM sementara
- d. Estimasi parameter model VECM dengan menggunakan estimasi parameter *Maximum Likelihood Estimator*
- e. Memeriksa hubungan kausalitas dengan menggunakan *Granger Causality Test*

7. Penarikan Kesimpulan

Setelah mendapatkan model kausalitas model kointegrasi, selanjutnya dilakukan penarikan kesimpulan dari pembahasan yang telah dilakukan sebelumnya, serta pemberian saran sebagai bahan masukan untuk penelitian lebih lanjut.



Gambar 3. 1 Diagram Alir Pengerjaan Tugas Akhir

8. Penulisan Laporan Tugas Akhir

Penulisan laporan Tugas Akhir dilakukan mulai awal mengerjakan Tugas Akhir sampai batas waktu yang telah ditentukan. Diagram alir pengerjaan Tugas Akhir ditunjukkan pada Gambar 3.1.

BAB IV

HASIL DAN PEMBAHASAN

Pada bab ini dilakukan analisa hubungan kausalitas dan hubungan keseimbangan jangka panjang antara inflasi, *BI Rate* dan nilai tukar serta mendapatkan koefisien *Error Correction Term* (ECT) untuk mengetahui seberapa besar penyesuaian inflasi, *BI Rate* dan nilai tukar.

4.1 Deskripsi Data

Inflasi merupakan suatu keadaan dimana terjadinya kenaikan harga barang secara tajam dan terus menerus dalam jangka waktu tertentu. Inflasi berhubungan dengan perubahan nilai uang yang merupakan alat pertukaran dalam kehidupan sehari-hari. Apabila terjadi kenaikan harga barang maka masyarakat harus membayar lebih banyak untuk memperoleh suatu barang yang diinginkan, yang berarti bahwa nilai uang mengalami penurunan karena setiap mata uang yang ada hanya dapat digunakan untuk membeli barang yang lebih sedikit dari sebelumnya. Menurut teori kuantitas uang, banyaknya uang yang beredar dalam suatu perekonomian menentukan tingkatan harga yang berlaku sehingga mempengaruhi nilai uang itu sendiri dan dapat menyebabkan berubahnya tingkat inflasi. Banyaknya uang yang beredar ditentukan oleh suku bunga yang berlaku pada saat itu. Semakin tinggi suku bunga maka jumlah uang beredar di masyarakat akan semakin sedikit karena masyarakat lebih memilih untuk menyimpan uangnya di bank dengan suku bunga tinggi daripada membelikan barang dengan tingkat harga yang tinggi. Sehingga suku bunga juga mempengaruhi tingkatan harga pada suatu perekonomian. Kejadian serupa terjadi pada transaksi internasional. Suatu nilai uang pada transaksi internasional ditentukan dengan nilai tukar mata uang tersebut terhadap mata

uang negara lain. Nilai tukar nominal merupakan suatu nilai dimana seseorang dapat memperdagangkan mata uang suatu negara dengan mata uang negara lain. Apabila nilai tukar nominal berubah maka tingkat harga berubah pula. Sehingga mengakibatkan berubahnya tingkat inflasi [3].

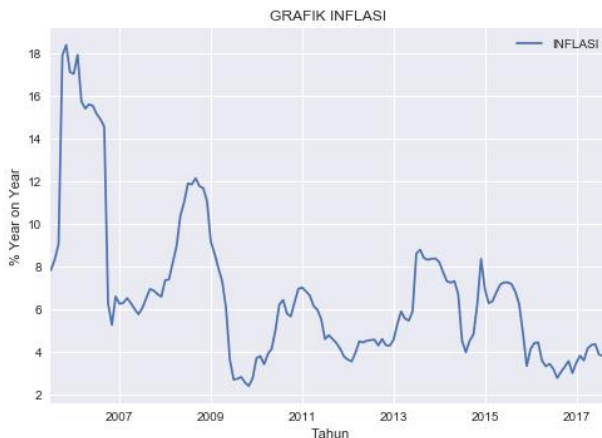
Dari uraian tersebut dijelaskan terdapat keterkaitan antar variabel ekonomi yang berdampak pada inflasi dalam segi ekonomi. Sehingga Tugas Akhir ini menggunakan data bulanan inflasi (*year on year*), *BI Rate* (persen pertahun) dan nilai tukar rupiah terhadap dollar Amerika Serikat (ribu/dollar USD) yang ditunjukkan pada lampiran A. Statistik deskriptif data secara umum ditampilkan pada Tabel 4.1.

Tabel 4. 1 Statistika Deskriptif Data Penelitian

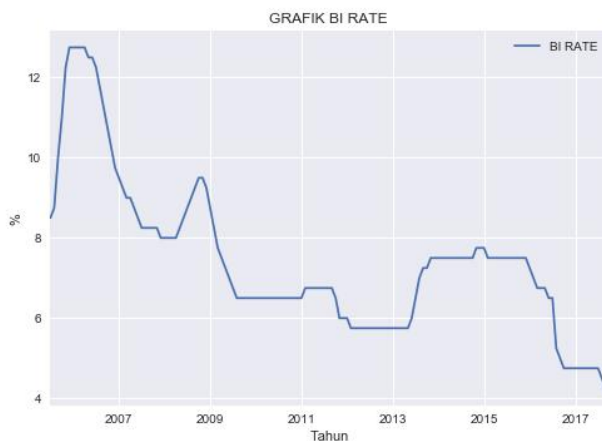
Variabel	X_t	Y_t	Z_t
T	148	148	148
Mean	6,7139	7,4409	10629,12
StdDev	3,5714	1,9407	1783,813
Nilai Minimum	2,41	4,25	8508
Nilai Maksimum	18,38	12,75	14657

4.2 Uji Stasioneritas Masing-Masing Data

Sebelum melakukan analisis hubungan kausalitas dan keseimbangan jangka panjang (kointegrasi), dilakukan pengujian stasioneritas masing-masing data. Data X_t , Y_t dan Z_t merupakan data *time series* sehingga perlu diketahui apakah asumsi stasioneritasan terpenuhi atau tidak. Indikasi nonstasioner pada varians dapat terlihat fluktuasi memiliki varians yang beragam pada *time series* plot. *Time series* plot X_t dapat ditunjukkan pada Gambar 4.1, *time series* Y_t ditunjukkan pada Gambar 4.2, dan *time series* Z_t ditunjukkan pada Gambar 4.3.

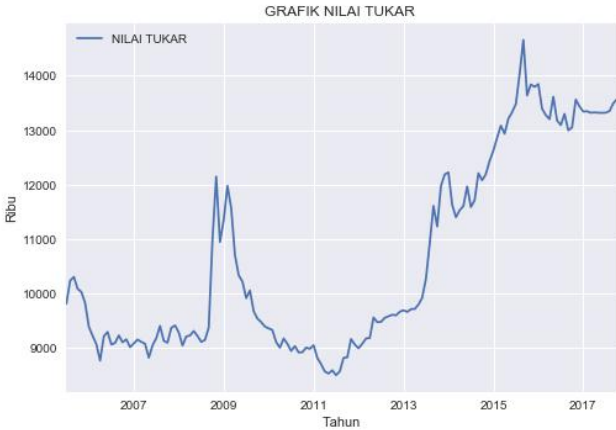


Gambar 4. 1 *Time Series Plot* Data Inflasi (X_t)

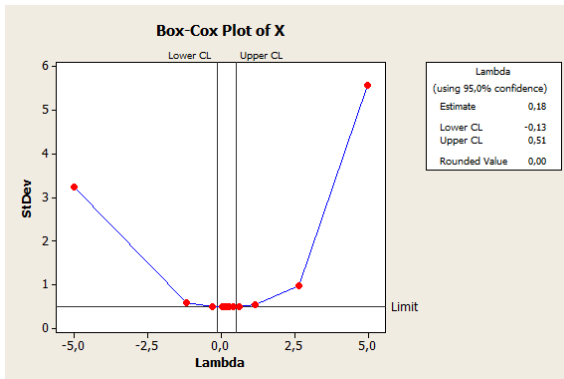


Gambar 4. 2 *Time Series Plot* Data BI Rate (Y_t)

Gambar 4.1, Gambar 4.2 dan Gambar 4.3 menjelaskan bahwa plot *time series* memiliki variansi yang beragam bergantung pada waktu, sehingga data X_t , Y_t dan Z_t memiliki indikasi nonstasioner. Pengecekan stasioner dalam *varians* dengan menggunakan metode Box-Cox. Data dapat dikatakan stasioner terhadap *varians* apabila nilai *round value* pada plot Box-Cox menunjukkan nilai 1.

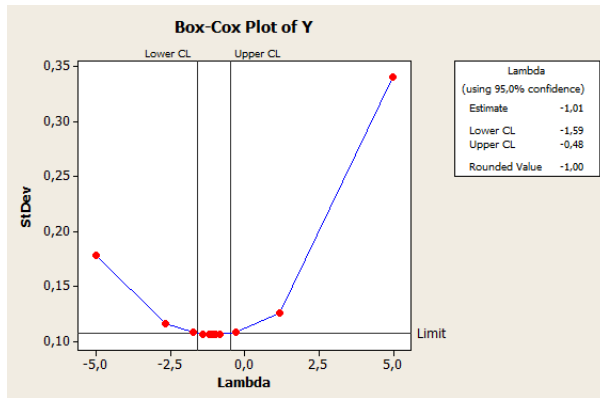


Gambar 4.3 Time Series Plot Data Nilai Tukar (Z_t)

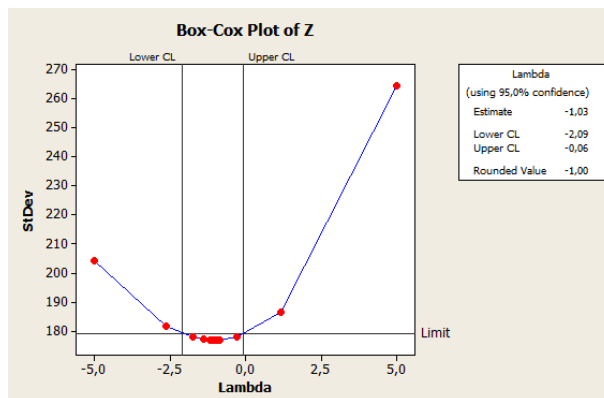


Gambar 4.4 Plot Box-Cox data inflasi (X_t)

Namun plot Box-Cox pada Gambar 4.4 didapatkan nilai *round value* untuk inflasi 0.00, Gambar 4.5 menunjukkan *BI Rate* memiliki nilai *round value* -1.00, dan Gambar 4.6 menunjukkan nilai tukar memiliki nilai *round value* -1.00, sehingga data X_t , Y_t dan Z_t belum dapat dikatakan stasioner terhadap *varians*.

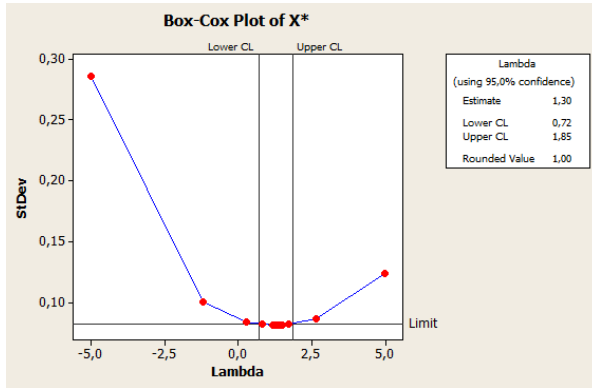


Gambar 4.5 Plot Box-Cox data $BI Rate (Y_t)$

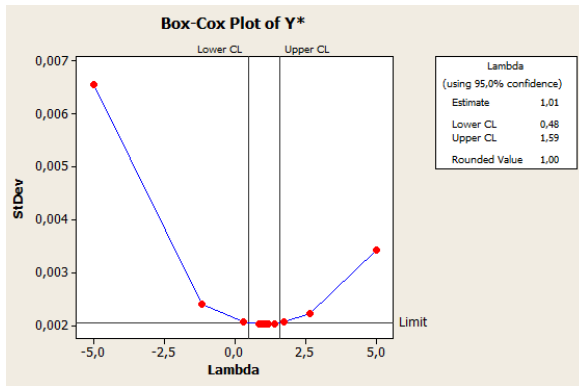


Gambar 4.6 Plot Box-Cox data nilai tukar (Z_t)

Oleh karena itu masing-masing data dilakukan transformasi pangkat Box-Cox dengan persamaan (2.3). Hasil transformasi pangkat Box-Cox pada inflasi ditunjukkan pada Gambar 4.7, $BI Rate$ pada Gambar 4.8, dan nilai tukar rupiah pada Gambar 4.9.

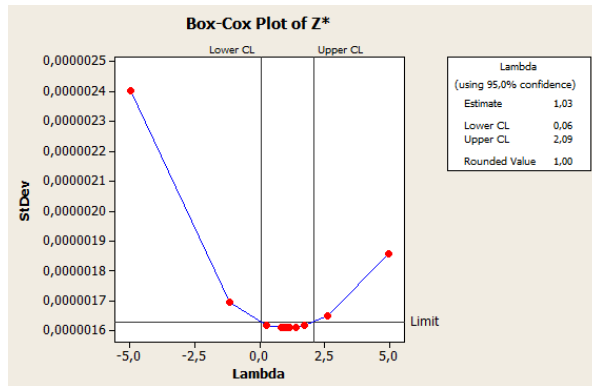


Gambar 4.7 Hasil Transformasi Box-Cox Data Inflasi (X_t^*)



Gambar 4.8 Hasil Transformasi Box-Cox Data *BI Rate* (Y_t^*)

Pada Gambar 4.7, Gambar 4.8 dan Gambar 4.9 terlihat bahwa masing-masing data *time series* telah memiliki nilai *round value* 1, nilai tersebut menunjukkan bahwa data X_t^* , Y_t^* dan Z_t^* yang telah ditransformasikan sudah bersifat stasioner terhadap *varians*



Gambar 4. 9 Hasil Transformasi Box-Cox Data Nilai Tukar (Z_t^*)

Setelah data dinyatakan stasioner pada *varians*, selanjutnya dilakukan pengecekan stasioner pada *mean* untuk menentukan orde integrasi data yang dinotasikan dengan $I(d)$ dengan d merupakan banyaknya perlakuan *differencing* dalam *time series*. Pengecekan stasioner pada *mean* dengan melakukan pengujian *unit root Augmented Dickey Fuller* (ADF) dari data yang telah di transformasi menggunakan persamaan (2.4). Pengujian *Augmented Dickey Fuller* pada masing-masing variabel dijelaskan sebagai berikut,

1. Persamaan ADF untuk inflasi hasil transformasi (X_t^*)

$$\Delta X_t^* = a_{1,0} + \delta_1 X_{t-1}^* + a_{1,1} \Delta X_{t-1}^* + \dots + a_{1,12} \Delta X_{t-12}^* + u_{1t}$$

Uji ADF menggunakan hipotesa statistik τ sebagai berikut :

Hipotesa :

$H_0 : \delta_1 = 0$ (yaitu inflasi nonstasioner dalam *mean*)

$H_1 : \delta_1 < 0$ (yaitu inflasi stasioner dalam *mean*)

Statistik uji :

$$\tau_{hitung} = \frac{-0.082533}{0.032494} = -2.539993$$

Hasil perhitungan menunjukkan bahwa nilai $\tau_{hitung} = -2.540$ lebih besar dari $\tau_{tabel} = \tau_{5\%} = -2.88$ yang artinya terima H_0 . Dari hasil pengujian dapat disimpulkan bahwa inflasi hasil transformasi menunjukkan belum stasioner dalam *mean*.

2. Persamaan ADF untuk *BI Rate* (Y_t^*)

$$\Delta Y_t^* = a_{2,1} + \delta_2 Y_{t-1}^* + a_{2,1} \Delta Y_{t-1}^* + a_{2,2} \Delta Y_{t-2}^* + u_{2t}$$

Uji ADF menggunakan hipotesa statistik τ sebagai berikut :

Hipotesa:

$H_0 : \delta_2 = 0$ (*BI Rate* nonstasioner dalam *mean*)

$H_1 : \delta_2 < 0$ (*BI Rate* stasioner dalam *mean*)

Statistik uji :

$$\tau_{hitung} = \frac{-0.020522}{0.007812} = -2.626977$$

Hasil perhitungan menunjukkan bahwa nilai $\tau_{hitung} = -0.977570$ lebih besar dari $\tau_{tabel} = \tau_{5\%} = -2.88$ yang artinya terima H_0 . Dari hasil pengujian dapat disimpulkan bahwa *BI Rate* hasil transformasi menunjukkan belum stasioner dalam *mean*.

3. Persamaan ADF untuk nilai tukar (Z_t^*)

$$\Delta Z_t^* = a_{3,1} + \delta_3 Z_{t-1}^* + u_{3t}$$

Uji ADF menggunakan hipotesa statistik τ sebagai berikut :

Hipotesa :

$H_0 : \delta_3 = 0$ (nilai tukar nonstasioner dalam *mean*)

$H_1 : \delta_3 < 0$ (nilai tukar stasioner dalam *mean*)

Statistik uji :

$$\tau_{hitung} = \frac{-0.011567}{0.015490} = -0.746698$$

Hasil perhitungan menunjukkan bahwa nilai $\tau_{hitung} = -0.589227$ lebih besar dari $\tau_{tabel} = \tau_{5\%} = -2.88$ yang artinya terima H_0 . Dari hasil pengujian dapat disimpulkan bahwa nilai tukar hasil transformasi belum stasioner dalam *mean*. Hasil kriteria pengujian ADF diolah dengan menggunakan program *eviews 8* ditunjukkan pada Tabel 4.2.

Tabel 4. 2 Hasil Uji Stasioneritas Mean Data Hasil Transformasi

Variabel	τ_{tabel} ($\alpha = 5\%$)	τ_{hitung}	kesimpulan
X_t^*	-2.882910	-2.539993	Terima H_0
Y_t^*	-2.881400	-2.626977	Terima H_0
Z_t^*	-2.881541	-0.746698	Terima H_0

dengan,

X_t^* : inflasi hasil transformasi,

Y_t^* : *BI Rate* hasil transformasi

Z_t^* : nilai tukar hasil transformasi.

Pada Tabel 4.2 menunjukkan bahwa semua nilai τ_{hitung} pada X_t^* , Y_t^* dan Z_t^* lebih besar daripada nilai τ_{tabel} . Hal ini berarti data hasil transformasi inflasi, *BI Rate*, dan nilai tukar hasil transformasi belum stasioner dalam *mean*, sehingga dilakukan *differencing* pertama. Kemudian dilakukan pengujian *Augmented Dickey Fuller* setelah *differencing* pertama.

Hasil pengujian ditunjukkan pada Tabel 4.3 bahwa semua nilai τ_{hitung} lebih kecil dari nilai τ_{tabel} . Hal tersebut memberikan kesimpulan bahwa data inflasi stasioner pada *first difference*, *BI*

Rate stasioner pada *first difference*, ukar stasionr pada *first difference* sehingga data inflasi, *BI Rate*, dan nilai tukar memiliki orde integrasi yang sama yaitu $I(1)$. Karena data inflasi, *BI Rate*, dan nilai tukar memiliki orde yang sama, maka hubungan antara ketiganya berindikasi memiliki hubungan jangka panjang (kointegrasi) [11].

Tabel 4.3 Hasil Uji Stasioneritas *Mean* Setelah *Differencing* Pertama

Variabel	τ_{tabel} ($\alpha = 5\%$)	τ_{hitung}	Kesimpulan
ΔX_t^*	-2.882910	-7.094732	Tolak H_0
ΔY_t^*	-2.881400	-5.231876	Tolak H_0
ΔZ_t^*	-2.881541	-6.370631	Tolak H_0

4.3 Pengujian *Dependency* Antar Variabel

Sebelum dilakukan proses kointegrasi, dilakukan pengujian *dependency* antara X_t, Y_t dan Z_t menggunakan uji *Bartlett of Sphericity* untuk membuktikan apakah antar variabel memiliki keterkaitan satu sama lain. Hipotesa pengujian *Bartlett of Sphericity* sebagai berikut,

Hipotesa :

$H_0 : \mathbf{R} = \mathbf{I}$ (tidak terdapat korelasi antar variabel)

$H_1 : \mathbf{R} \neq \mathbf{I}$ (terdapat korelasi antar variabel)

Statistik pengujian *Bartlett of Sphericity* dengan menggunakan pengujian pada persamaan (2.1) dan matriks korelasi didapatkan dari nilai koefisien korelasi pada persamaan (2.2) dengan hasil perhitungan sebagai berikut,

$$r_{XY} = \frac{\sum_{t=1}^T (X_t - \bar{X})(Y_t - \bar{Y})}{\sqrt{\sum_{t=1}^T (X_t - \bar{X})^2 \sum_{t=1}^T (Y_t - \bar{Y})^2}} = \sqrt{0.73871} = 0.8594$$

$$r_{XZ} = \frac{\sum_{t=1}^T (X_t - \bar{X})(Z_t - \bar{Z})}{\sqrt{\sum_{t=1}^T (X_t - \bar{X})^2 \sum_{t=1}^T (Z_t - \bar{Z})^2}} = \sqrt{0.05694} = -0.2386$$

$$r_{YZ} = \frac{\sum_{t=1}^T (Y_t - \bar{Y})(Z_t - \bar{Z})}{\sqrt{\sum_{t=1}^T (Y_t - \bar{Y})^2 \sum_{t=1}^T (Z_t - \bar{Z})^2}} = \sqrt{0.09936} = -0.3152$$

sehingga diperoleh matriks korelasi dan hasil statistik pengujian sebagai berikut,

$$\mathbf{R} = \begin{bmatrix} r_{XX} & r_{XY} & r_{XZ} \\ r_{YX} & r_{YY} & r_{YZ} \\ r_{ZX} & r_{ZY} & r_{ZZ} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0.8594 & -0.2386 \\ 0.8594 & 1 & -0.3152 \\ -0.2386 & -0.3152 & 1 \end{bmatrix}$$

$$\begin{aligned} \chi^2_{hitung} &= -\left(T - 1 - \frac{2M - 5}{6}\right) \ln|\mathbf{R}| \\ &= -\left(148 - 1 - \frac{2(3) - 5}{6}\right) \ln(0.23442) \\ &= 210.673 \end{aligned}$$

Hasil perhitungan menunjukkan bahwa nilai χ^2_{hitung} lebih besar dari $\chi^2_{tabel} = \chi^2_{5\%,3} = 7.81$ yang artinya tolak H_0 . Dari hasil pengujian dapat disimpulkan bahwa antara X_t , Y_t dan Z_t memiliki korelasi satu sama lain, selanjutnya dilakukan analisis model multivariat antara variabel X_t , Y_t dan Z_t untuk menjawab tujuan pertama yaitu mendapatkan model hubungan kausalitas dan model keseimbangan jangka panjang (proses kointegrasi).

4.4 Analisis Hubungan Kausalitas dan Keseimbangan Jangka Panjang

Hasil pengujian *dependency* antar variabel menjelaskan bahwa X_t , Y_t dan Z_t memiliki hubungan yang saling berkorelasi

satu sama lain dan pada pengujian stasioneritas masing-masing data menjelaskan bahwa X_t, Y_t dan Z_t memiliki orde integrasi yang sama, sehingga ΔV_t memiliki indikasi kointegrasi dengan V_t merupakan kombinasi linier dari X_t, Y_t dan Z_t dan dinotasikan dengan $V_t = (X_t, Y_t, Z_t)'$. Sebelum dilakukan pengujian kointegrasi perlu dilakukan identifikasi *multivariate time series*.

4.4.1 Identifikasi *Multivariate Time Series* dan Menentukan Lag Optimum

Proses identifikasi *multivariate time series* dilakukan secara visual dengan memperhatikan pola *Partial Autoregression Matrix*. Pada Gambar 4.10 menunjukkan bahwa plot *Partial Autoregression Matrix* menggunakan data stasioner tidak dapat dilakukan karena model sementara memiliki nilai loglikelihood singular yang berarti determinan matriks *variance covariance* residual model sementara tidak definit positif atau $|\Sigma_\varepsilon| = 0$. Wei menjelaskan apabila proses kointegrasi nonstasioner tidak dapat di representasikan dalam bentuk MA maupun *vector AR* pada data ΔV_t karena memiliki $|\Sigma_\varepsilon| = 0$. Untuk menghindari matriks *variance covariance* yang tidak definit positif, Engle dan Granger memperkenalkan bentuk *Error Correction Model* (ECM) seperti pada persamaan (2.6) [15]. Proses kointegrasi dapat dilakukan dengan menggunakan *vector AR* pada data V_t secara langsung [11].

```

ERROR: The log likelihood is singular. The AIC cannot be evaluated from these data.
ERROR: The covariance matrix is singular at lag zero.
NOTE: PROCEDURE VARMAX used (Total process time):
      real time           0.19 seconds
      cpu time            0.06 seconds

```

Gambar 4.10 *Plot Partial Autoregression Matrix* dengan Menggunakan Data Stasioner

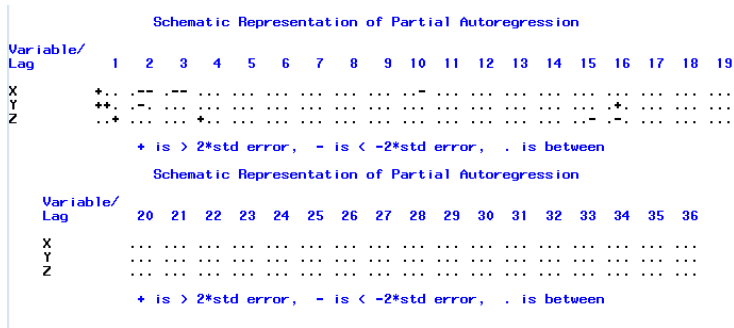
Oleh karena itu, metode *Johansen Cointegration* memperkenalkan proses identifikasi lag optimum pada *Error Correction Model* (ECM) dengan menggunakan estimasi model *vector*

autoregression menggunakan *undifferenced data* [14]. Sedangkan data *undifferenced* X_t, Y_t dan Z_t memiliki satuan yang berbeda. Sehingga untuk mempermudah interpretasi hasil model *multivariate time series*, diperlukan satuan yang sama dari masing-masing variabel. Sehingga variabel yang digunakan pada Tugas Akhir ini adalah data inflasi (X_t^{**}), *BI Rate* (Y_t^{**}) dan nilai tukar rupiah terhadap dollar Amerika Serikat (Z_t^{**}) yang telah distandarisasi dan kombinasi linier dari $X_t^{**}, Y_t^{**}, Z_t^{**}$ menjadi $W_t = (X_t^{**}, Y_t^{**}, Z_t^{**})'$. Standarisasi dilakukan ketika satuan antar data yang digunakan berbeda-beda. Standarisasi masing-masing data dilakukan dengan cara mengurangi masing-masing data dengan nilai *mean*-nya dan dibagi dengan standar deviasi dari masing-masing data [13].

Karena hasil dari pengujian *Johansen Cointegration* sedikit sensitif terhadap panjang lag optimum, sehingga identifikasi lag optimum dengan metode *Johansen Cointegration* menggunakan estimasi model *vector autoregression* menggunakan *undifferenced data* [14]. Selanjutnya dilakukan plot *Partial Autoregression Matrix* menggunakan *undifferenced data* yaitu data yang telah distandarisasi. Berdasarkan plot Gambar 4.11 menunjukkan bahwa korelasi ± 2 kali *standard error* muncul pada lag 1, lag 2, lag 3, lag 16. Hal ini berarti nilai *Partial Autoregression Matrix* terdapat *cutoff* pada lag 1, lag 2, lag 3, dan lag 16 yang menunjukkan lag tersebut signifikan.

Pemilihan lag optimum dimulai dari lag yang terpanjang yang mungkin terjadi dan pengujian lag semakin memendek. Kemudian lag optimum ditunjukkan dengan nilai kriteria *Akaike's Information Criterion* (AIC) dan *Hannan Quinn Criterion* (HQ) yang minimum pada *vector autoregression*

Proses penentuan lag optimum dilakukan dengan menggunakan software Eviews dengan memasukkan lag 16.



Gambar 4.11 Plot *Partial Autoregression Matrix* dengan Data Standarisasi

Tabel 4.4 Hasil Perhitungan Panjang Lag Optimum

lag	AIC	HQ
1	-3.068622	-2.962128
2	-3.316938	-3.130573*
3	-3.338401*	-3.072165
16	-2.759234	-1.454678

Nilai minimum AIC dan HQ ditunjukkan dengan tanda bintang (*) pada Tabel 4.4 yang menjelaskan lag optimum masing-masing kriteria. Lag optimum yang digunakan dalam proses kointegrasi menurut AIC adalah $p = 3$ dan kriteria HQ menunjukkan lag optimum $p = 2$. Tugas Akhir ini menggunakan panjang lag optimum menurut HQ, karena kriteria HQ mengidentifikasi panjang lag optimum secara tepat ketika jumlah observasi yang digunakan lebih dari 120 [16]. Tsay menjelaskan pada bukunya bahwa AIC mengidentifikasi setiap variabel dengan faktor 2 dan sebaliknya HQ mengidentifikasi setiap variabel berdasarkan ukuran sampel observasi yang besar yaitu $2\ln(\ln(T))$ yang lebih besar dari 2 ketika $T > 15$ [15]. Kemudian dilakukan pemeriksaan proses kointegrasi setelah didapatkan lag optimum

$p = 2$ untuk mendapatkan model *Error Correction Model* (ECM) yang sesuai.

4.4.2 Pengujian Kointegrasi

Pada pengujian stasioner data dapat diketahui bahwa inflasi, *BI Rate*, dan nilai tukar memiliki tingkat *differencing* yang sama yaitu $I(1)$. Apabila masing-masing variabel memiliki tingkat *differencing* yang sama, maka dapat mengindikasikan adanya kointegrasi. Kointegrasi disini dapat diartikan sebagai hubungan keseimbangan jangka panjang pada inflasi, *BI Rate*, dan nilai tukar rupiah. Pengujian kointegrasi menggunakan metode *Johansen Cointegration test* untuk menentukan banyaknya vektor kointegrasi yang terjadi pada inflasi, *BI Rate*, dan nilai tukar rupiah. Bentuk *Error Correction* dengan menggunakan lag optimum yang telah didapatkan sebelumnya yaitu $p = 2$. Model *Error Correction* merujuk pada persamaan (2.6) dengan menambahkan *Error Correction Term* pada model pada persamaan (4.1) sebagai berikut,

$$\Delta W_t = B_0 + \pi w_{t-1} + \pi_0 \Delta W_{t-1} + e_t \quad (4.1)$$

dengan

$$\pi = \alpha \beta'$$

$w_t(\beta) = \beta' W_t$: *error correction term* $I(0)$,

α : parameter *speed adjustment*

β : *cointegration vector*

Untuk menentukan *Error Correction Term* (w_t), perlu ditentukan terlebih dahulu banyaknya *cointegration vector* yang terjadi. Pengujian *Johansen test* menggunakan *trace test* dan *maximum eigenvalue test*. *Eigenvalue* didapatkan dari matriks *squares of canonical correlation* antara residual ΔW_t dengan residual W_{t-1}

untuk menentukan banyaknya *cointegration vector* yang terjadi. Langkah-langkah untuk menentukan *eigenvalue* dilakukan dengan menggunakan software R, sebagai berikut

1. Menentukan panjang lag optimum yang digunakan. Berdasarkan hasil Tabel 4.4, panjang lag yang digunakan yaitu lag 2 ($p = 2$).
2. Hasil estimasi VAR *in first difference* dengan menggunakan metode *maximum likelihood* pada lampiran B diperoleh persamaan sebagai berikut,

$$\Delta \mathbf{W}_t = \mathbf{C}_0 + \mathbf{C} \Delta \mathbf{W}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_{1t} \quad (4.2)$$

dengan,

$$\Delta \mathbf{W}_t = \begin{bmatrix} \Delta X_t^{**} \\ \Delta Y_t^{**} \\ \Delta Z_t^{**} \end{bmatrix}, \mathbf{C}_0 = \begin{bmatrix} C_{1,0} \\ C_{2,0} \\ C_{3,0} \end{bmatrix}, \mathbf{C} = \begin{bmatrix} C_{1,1} & C_{1,2} & C_{1,3} \\ C_{2,1} & C_{2,2} & C_{2,3} \\ C_{3,1} & C_{3,2} & C_{3,3} \end{bmatrix}$$

$$\Delta \mathbf{W}_{t-1} = \begin{bmatrix} \Delta X_{t-1}^{**} \\ \Delta Y_{t-1}^{**} \\ \Delta Z_{t-1}^{**} \end{bmatrix}$$

Sehingga didapatkan hasil estimasi VAR *in first difference* sebagai berikut,

$$\begin{bmatrix} \Delta X_t^{**} \\ \Delta Y_t^{**} \\ \Delta Z_t^{**} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.0031 \\ -0.0070 \\ 0.0142 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.0536 & 0.8258 & 0.0424 \\ 0.1138 & 0.5518 & 0.0185 \\ -0.0004 & 0.1304 & 0.0423 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta X_{t-1}^{**} \\ \Delta Y_{t-1}^{**} \\ \Delta Z_{t-1}^{**} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,1t} \\ \varepsilon_{1,2t} \\ \varepsilon_{1,3t} \end{bmatrix}$$

3. Kemudian hasil regresi \mathbf{W}_{t-1} dengan perubahan lagnya dengan menggunakan metode yang sama yaitu *maximum likelihood* pada lampiran B diperoleh persamaan sebagai berikut,

$$\mathbf{W}_{t-1} = \mathbf{D}_0 + \mathbf{D} \Delta \mathbf{W}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_{2t}$$

dengan,

$$\mathbf{W}_{t-1} = \begin{bmatrix} X_{t-1}^{**} \\ Y_{t-1}^{**} \\ Z_{t-1}^{**} \end{bmatrix}, \mathbf{D}_0 = \begin{bmatrix} D_{1,0} \\ D_{2,0} \\ D_{3,0} \end{bmatrix}$$

$$D = \begin{bmatrix} D_{1,1} & D_{1,2} & D_{1,3} \\ D_{2,1} & D_{2,2} & D_{2,3} \\ D_{3,1} & D_{3,2} & D_{3,3} \end{bmatrix}, \Delta \mathbf{W}_{t-1} = \begin{bmatrix} \Delta X_{t-1}^* \\ \Delta X_{t-1}^* \\ \Delta X_{t-1}^* \end{bmatrix}$$

Sehingga didapatkan hasil estimasi regresi \mathbf{W}_{t-1} sebagai berikut,

$$\begin{bmatrix} X_{t-1}^{**} \\ Y_{t-1}^{**} \\ Z_{t-1}^{**} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0.0363 \\ 0.0269 \\ -0.0286 \end{bmatrix}$$

$$+ \begin{bmatrix} 0.1532 & 2.1265 & 0.0446 \\ -0.3663 & 1.3144 & -0.1821 \\ -0.0266 & -0.5959 & 0.8020 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta X_{t-1}^* \\ \Delta X_{t-1}^* \\ \Delta X_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{2,1t} \\ \varepsilon_{2,2t} \\ \varepsilon_{2,3t} \end{bmatrix}$$

4. Selanjutnya melakukan perhitungan matriks *varians covariance* dari poin 2 dan 3.

$$\begin{aligned} \mathbf{S}_{11} &= (126)^{-1} \sum_{t=1}^{126} \boldsymbol{\varepsilon}_{1t} (\boldsymbol{\varepsilon}_{1t})' \\ &= \begin{bmatrix} 0.1003 & 0.0074 & 0.0006 \\ 0.0074 & 0.0096 & 0.0004 \\ 0.0006 & 0.0004 & 0.0319 \end{bmatrix} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \mathbf{S}_{22} &= (126)^{-1} \sum_{t=1}^{126} \boldsymbol{\varepsilon}_{2t} (\boldsymbol{\varepsilon}_{2t})' \\ &= \begin{bmatrix} 0.8947 & 0.8179 & -0.2064 \\ 0.8179 & 0.9551 & -0.2834 \\ -0.2064 & -0.2834 & 0.9604 \end{bmatrix} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
\mathbf{S}_{12} &= (126)^{-1} \sum_{t=1}^{126} \boldsymbol{\varepsilon}_{1t} (\boldsymbol{\varepsilon}_{2t})' \\
&= \begin{bmatrix} -0.0972 & -0.0513 & -0.0073 \\ -0.0069 & -0.0103 & -0.0056 \\ -0.0030 & -0.0098 & -0.0067 \end{bmatrix} \\
\mathbf{S}_{21} &= (126)^{-1} \sum_{t=1}^{126} \boldsymbol{\varepsilon}_{2t} (\boldsymbol{\varepsilon}_{1t})' \\
&= \begin{bmatrix} -0.0972 & -0.0069 & -0.0030 \\ -0.0513 & -0.0103 & -0.0098 \\ -0.0073 & -0.0056 & -0.0067 \end{bmatrix}
\end{aligned}$$

Solusi untuk mendapatkan *eigenvalue* dari matriks *squares of canonical correlation* $((\mathbf{S}_{22})^{-1}(\mathbf{S}_{21})(\mathbf{S}_{11})^{-1}(\mathbf{S}_{12})')$ sebagai berikut

$$|\boldsymbol{\lambda} \mathbf{I} - (\mathbf{S}_{22})^{-1}(\mathbf{S}_{21})(\mathbf{S}_{11})^{-1}(\mathbf{S}_{12})'| = 0$$

Perhitungan dilakukan dengan menggunakan MATLAB. diperoleh *eigenvalue* ($\hat{\lambda}_i$) dari matriks sebagai berikut,

$$\hat{\lambda}_1 = 0.1869, \hat{\lambda}_2 = 0.0325 \text{ dan } \hat{\lambda}_3 = 9.76 \times 10^{-7}$$

Pengujian kointegrasi dengan metode *Johansen* dilakukan untuk menentukan banyaknya vektor kointegrasi (m) yang terjadi. Apabila terdapat M variabel yang semuanya mempunyai unit root atau nonstasioner, maka setidaknya terdapat $M - 1$ vektor kointegrasi. Karena jumlah variabel adalah 3, maka jumlah vektor kointegrasi yang mungkin terjadi adalah 0, 1 atau 2 Sehingga dengan menggunakan hipotesa dan statistik pengujian *Johansen cointegration* persamaan (2.10) didapatkan hasil *trace statistic* sebagai berikut,

1. Pengujian *trace statistics* pertama dengan menggunakan hipotesa pengujian sebagai berikut,

Hipotesa :

$H_0 : m = 0$ (tidak memiliki vektor kointegrasi)

$H_1 : m > 0$ (setidaknya memiliki satu vektor kointegrasi)

Statistika pengujian :

$$\begin{aligned}\lambda_{trace}(0) &= -T[\ln(1 - \hat{\lambda}_1) + \ln(1 - \hat{\lambda}_2) + \ln(1 - \hat{\lambda}_3)] \\ &= -146[\ln(1 - 0.1869) + \ln(1 - 0.0325) \\ &\quad + \ln(9.76 \times 10^{-7})] \\ &= 35.03093\end{aligned}$$

Kriteria pengujian :

Jika $\lambda_{trace}(0) > \lambda_{trace,5\%}$ maka tolak H_0 yang berarti memiliki satu vektor kointegrasi. Pada lampiran I dapat dilihat bahwa $\lambda_{trace,5\%} = 29.68$ sehingga diperoleh $\lambda_{trace}(0) > \lambda_{trace,5\%}$ tolak H_0 yang berarti bahwa terdapat satu vektor kointegrasi.

2. Kemudian dilanjutkan dengan pengujian hipotesa *trace statistic* yang kedua. Hipotesa pengujian *trace* yang kedua sebagai berikut,

Hipotesa :

$H_0 : m \leq 1$ (paling banyak memiliki 1 vektor kointegrasi)

$H_1 : m > 1$ (paling sedikit memiliki 1 vektor kointegrasi)

Statistika pengujian :

$$\begin{aligned}\lambda_{trace}(1) &= -T[\ln(1 - \hat{\lambda}_2) + \ln(1 - \hat{\lambda}_3)] \\ &= -146[\ln(1 - 0.0325) + \ln(9.76 \times 10^{-7})] \\ &= 4.822643\end{aligned}$$

Kriteria pengujian :

Jika $\lambda_{trace}(1) > \lambda_{trace,5\%}$ maka tolak H_0 yang berarti memiliki paling sedikit satu vektor kointegrasi. Pada lampiran

I didapatkan $\lambda_{trace,5\%} = 15.41$ sehingga diperoleh $\lambda_{trace}(1) < \lambda_{trace,5\%}$ terima H_0 yang berarti bahwa paling banyak terdapat 1 vektor kointegrasi.

3. Kemudian dilanjutkan dengan pengujian hipotesa *trace statistic* yang ketiga. Hipotesa pengujian *trace* yang ketiga sebagai berikut,

Hipotesa :

$H_0 : m \leq 2$ (paling banyak memiliki 2 vektor kointegrasi)

$H_1 : m > 2$ (paling sedikit memiliki 2 vektor kointegrasi)

Statistika pengujian :

$$\begin{aligned}\lambda_{trace}(2) &= -T[\ln(1 - \hat{\lambda}_3)] \\ &= -146[\ln(9.76 \times 10^{-7})] \\ &= 0.000143\end{aligned}$$

Kriteria pengujian :

Jika $\lambda_{trace}(2) > \lambda_{trace,5\%}$ maka tolak H_0 yang berarti memiliki satu vektor kointegrasi. Pada lampiran I didapatkan $\lambda_{trace,5\%} = 3.76$ sehingga diperoleh $\lambda_{trace}(2)$ kurang dari $\lambda_{trace,5\%}$ yaitu terima H_0 yang berarti bahwa paling banyak terdapat 2 vektor kointegrasi.

Tabel 4. 5 Hasil Uji *Trace Statistic*

H_0	<i>Eigen Value</i>	<i>Trace Statistic</i>	5% Critical Value
$m = 0$	0.186904	35.03093	29.68
$m \leq 1$	0.032491	4.822643	15.41
$m \leq 2$	9.7643e-07	0.000143	3.76

Pada Tabel 4.5 dapat ditunjukkan pengujian *trace statistic* yang telah dijabarkan sebelumnya yaitu terdapat satu persamaan

kointegrasi karena pada pengujian pertama dan kedua memberikan kesimpulan memiliki 1 vektor kointegrasi dan pada pengujian ketiga memberikan kesimpulan paling banyak terdapat 2 vektor kointegrasi, sehingga dapat ditarik kesimpulan dari ketiga pengujian *trace statistic* bahwa terjadi satu hubungan keseimbangan jangka panjang antara inflasi, *BI Rate*, dan nilai tukar.

Setelah dilakukan pengujian *trace statistics*, kemudian dilakukan pengujian *max eigenvalue statistic* sebagai berikut,

1. Pengujian *max eigenvalue* yang pertama menggunakan hipotesa pengujian sebagai berikut,

Hipotesa :

$H_0 : m = 0$ (tidak memiliki vektor kointegrasi)

$H_1 : m > 0$ (setidaknya memiliki satu vektor kointegrasi)

Statistika pengujian :

$$\begin{aligned}\lambda_{max}(0) &= -T[\ln(1 - \hat{\lambda}_1)] \\ &= -146[\ln(1 - 0.1869)] \\ &= 30.20829\end{aligned}$$

Kriteria pengujian :

Jika $\lambda_{max}(0) > \lambda_{max,5\%}(0)$ maka tolak H_0 yang berarti memiliki satu persamaan kointegrasi. Pada lampiran I didapatkan $\lambda_{max,5\%}(0) = 20.97$ sehingga diperoleh $\lambda_{max}(0) > \lambda_{max,5\%}(0)$ tolak H_0 yang berarti bahwa terdapat satu persamaan kointegrasi.

2. Kemudian dilanjutkan dengan pengujian hipotesa *max eigenvalue* yang kedua. Hipotesa pengujian *max eigenvalue* yang kedua sebagai berikut,

Hipotesa :

$H_0 : m \leq 1$ (paling banyak memiliki 1 vektor kointegrasi)

$H_1 : m > 1$ (paling sedikit memiliki 1 vektor kointegrasi)

Statistika pengujian :

$$\begin{aligned}\lambda_{max}(1) &= -T[\ln(1 - \hat{\lambda}_2)] \\ &= -146[\ln(1 - 0.0325)] \\ &= 4.822500\end{aligned}$$

Kriteria pengujian :

Jika $\lambda_{max}(1) > \lambda_{max,5\%}(1)$ maka tolak H_0 yang berarti memiliki satu persamaan kointegrasi. Pada lampiran I didapatkan $\lambda_{max,5\%} = 14.07$ sehingga diperoleh $\lambda_{max}(1) < \lambda_{max,5\%}(1)$ terima H_0 yang berarti bahwa paling banyak terdapat 1 vektor kointegrasi

3. Kemudian dilanjutkan dengan pengujian *max eigenvalue*. Hipotesa pengujian *max eigenvalue* yang ketiga sebagai berikut,

Hipotesa :

$H_0 : m \leq 2$ (paling banyak memiliki 2 vektor kointegrasi)

$H_1 : m > 2$ (paling sedikit memiliki 2 vektor kointegrasi)

Statistika pengujian :

$$\begin{aligned}\lambda_{max}(2) &= -T[\ln(1 - \hat{\lambda}_3)] \\ &= -146[\ln(0.002155)] \\ &= 0.315036\end{aligned}$$

Kriteria pengujian :

Jika $\lambda_{max}(2) > \lambda_{max,5\%}(2)$ maka tolak H_0 yang berarti memiliki satu persamaan kointegrasi. Pada lampiran I didapatkan $\lambda_{max,5\%} = 3.76$ sehingga diperoleh $\lambda_{max}(2) < \lambda_{max,5\%}(2)$ terima H_0 yang berarti bahwa paling banyak terdapat 2 vektor kointegrasi.

Hasil pengujian *max eigenvalue statistic* ditunjukkan pada Tabel 4.6. Kesimpulan dari pengujian *max eigenvalue statistic* yaitu

terdapat satu persamaan kointegrasi karena pada pengujian pertama dan kedua memberikan kesimpulan memiliki 1 vektor kointegrasi dan pada pengujian ketiga memberikan kesimpulan paling banyak terdapat 2 vektor kointegrasi, sehingga dapat ditarik kesimpulan dari ketiga pengujian *max eigenvalue statistic* bahwa terjadi satu hubungan keseimbangan jangka panjang antara inflasi, *BI Rate*, dan nilai tukar.

Tabel 4. 6 Hasil Uji *Maximum Eigenvalue Statistic*

H_0	<i>Eigenvalue</i>	<i>Max-Eigen Statistic</i>	5% Critical Value
$m = 0$	0.186904	30.20829	20.97
$m \leq 1$	0.032491	4.822500	14.07
$m \leq 2$	9.7643e-07	0.000143	3.76

Hasil pengujian dengan menggunakan *trace statistic* dan *max eigenvalue* dapat disimpulkan bahwa terdapat satu vektor kointegrasi, $m = 1$. Sehingga vektor kointegrasi yang terjadi adalah $\beta = (1, -0.702767, 0.013111)'$. β didapatkan dari *eigen vector* yang pertama dari matriks normalisasi $(S_{22})^{-1}(S_{21})(S_{11})^{-1}(S_{12})'$. Oleh karena itu, terdapat satu persamaan hubungan keseimbangan jangka panjang yang terjadi antara inflasi, *BI Rate* dan nilai tukar rupiah yaitu

$$ECT = \beta_1 X_t^{**} - \beta_2 Y_t^{**} + \beta_3 Z_t^{**}$$

$$ECT = X_t^{**} - 0.702767 Y_t^{**} + 0.013111 Z_t^{**} \quad (4.2)$$

Dengan demikian model yang tepat digunakan dalam menentukan besar penyesuaian inflasi, *BI Rate* dan nilai tukar adalah *Vector Error Correction Model* (VECM).

4.4.3 Estimasi Parameter VECM

Selanjutnya dilakukan estimasi model VECM dengan menggunakan metode *maximum likelihood* pada lampiran B. *Vector Error Correction Model* (VECM) merujuk pada persamaan (4.1) merupakan model ECM-VAR dengan memasukkan persamaan *Error Correction Term* (4.2) dengan menggunakan lag $p - 1$ yaitu 1.

$$\Delta X_t^{**} = B_{1,0} + B_X ECT_{t-1} + B_{1,1} \Delta X_{t-1}^{**} + B_{1,2} Y_{t-1}^{**} \\ + B_{1,3} \Delta Z_{t-1}^{**} + e_{1t}$$

$$\Delta Y_t^{**} = B_{2,0} + B_Y ECT_{t-1} + B_{2,1} \Delta X_{t-1}^{**} + B_{2,2} \Delta Y_{t-1}^{**} \\ + B_{2,3} \Delta Z_{t-1}^{**} + e_{2t}$$

$$\Delta Z_t^{**} = B_{3,0} + B_Z ECT_{t-1} + B_{3,1} \Delta X_{t-1}^{**} + B_{3,2} \Delta Y_{t-1}^{**} \\ + B_{3,3} \Delta Z_{t-1}^{**} + e_{3t}$$

Kemudian dilakukan pengujian signifikansi parameter dengan menggunakan uji t. Sehingga hasil uji signifikansi parameter untuk model VECM(1) sebagai berikut,

Hipotesa:

$$H_0 : B_{1,0} = 0 \text{ (parameter tidak signifikan)}$$

$$H_1 : B_{1,0} \neq 0 \text{ (parameter signifikan)}$$

Statistika uji :

$$t_{hitung} = \frac{B_{1,0}}{se(B_{1,0})} = \frac{0.0083}{0.0245} = 0.3411$$

Kriteria pengujian uji t dengan tingkat signifikansi 5% dan $t_{tabel} = t_{2,5\%;147} = 1.976$. Kriteria pengujian didapatkan apabila $|t_{stat}| > |t_{tabel}|$ maka tolak hipotesa nol yang berarti parameter yang diuji telah signifikan [12]. Perhitungan pengujian signifikasnsi dengan menggunakan uji t dijelaskan pada lampiran C.

Tabel 4. 7 Hasil Estimasi parameter VECM(1)

Parameter	Koefisien	SE	t_{stat}	keterangan
Jangka Panjang				
β_0	1.0000			
β_1	-0.7028	0.08759	-8.0233	signifikan
β_2	0.0131	0.08735	0.1501	tidak signifikan
c	0.0016			
Jangka Pendek untuk Inflasi				
$B_{1,1}$	0.1696	0.0809	2.0945	signifikan
$B_{1,2}$	1.1639	0.1995	5.8343	signifikan
$B_{1,3}$	0.0942	0.1351	0.6970	tidak signifikan
$B_{1,0}$	0.0083	0.0245	0.3411	tidak signifikan
B_X	-0.2829	0.0521	-5.4303	signifikan
Jangka Pendek untuk BI Rate				
$B_{2,1}$	0.1132	0.0276	4.1082	signifikan
$B_{2,2}$	0.5504	0.0679	8.1038	signifikan
$B_{2,3}$	0.0183	0.0460	0.3969	tidak signifikan
$B_{2,0}$	-0.0069	0.0083	-0.8376	tidak signifikan
B_Y	0.0012	0.0177	0.0693	tidak signifikan
Jangka Pendek untuk Nilai Tukar				
$B_{3,1}$	-0.0076	0.0502	-0.1509	tidak signifikan
$B_{3,2}$	0.1095	0.1236	0.8855	tidak signifikan
$B_{3,3}$	0.0391	0.0838	0.4667	tidak signifikan
$B_{3,0}$	0.0138	0.0152	0.9101	tidak signifikan
B_Z	0.0175	0.0323	0.5424	tidak signifikan

Koefisien-koefisien parameter pada VECM(1) didapat dari perhitungan estimasi parameter dengan menggunakan *maximum likelihood Estimator*. Selanjutnya dilakukan uji asumsi residual

white noise multivariate dengan menggunakan *portmanteau test* dengan hipotesa sebagai berikut,

Hipotesa :

$H_0 : \mathbf{R}_1 = (R_1, \dots, R_3) = \mathbf{0}$ (residual independen)

H_1 : minimal ada satu $\mathbf{R}_3 \neq \mathbf{0}$ (residual independen)

Kriteria pengujian terpenuhi apabila $Q_k(\mathbf{m}) \geq \chi^2_{(k^2(m-p))}$ atau dengan melihat p-value kurang dari tingkat signifikansi maka tolak H_0 . Model VECM(1) telah *white noise* multivariat ditunjukkan dari Tabel 4.8 yang memiliki nilai $Q_k(\mathbf{m})$ lebih besar dari $\chi^2_{(k^2(m-p))}$ dengan tingkat signifikansi 5%.

Tabel 4. 8 Hasil Uji *White Noise Multivariat*

Lag	$Q_k(\mathbf{m})$	$\chi^2_{(k^2(m-p))}$
2	17.15178	16.9190
3	27.43171	28.8693
4	35.25356	40.1133

Koefisien *Error Correction Term* (ECT) pada VECM yang signifikan dapat menggambarkan pergerakan suatu variabel menuju ke keseimbangan jangka panjangnya atau seberapa besar penyesuaian inflasi, *BI Rate* dan nilai tukar pada hubungan keseimbangan jangka panjangnya. Tabel 4.7 menunjukkan ($B_X = -2829$) nilai koefisien ECT untuk data inflasi sebesar -0.282938 signifikan terhadap model inflasi, artinya ketika terjadi ketidakseimbangan pada jangka pendek, pergerakan inflasi akan cenderung turun sebesar 28.2938 persen untuk menyesuaikan pada keseimbangan jangka panjangnya setelah lag pertama. Nilai 0.001228 pada koefisien ECT tidak signifikan terhadap model *BI Rate* yang memiliki arti bahwa ketika terjadi ketidakseimbangan pada jangka pendek, *BI Rate* tidak memberikan pengaruh terhadap

keseimbangan jangka panjangnya. Sehingga apabila terjadi ketidakseimbangan pada perekonomian, *BI Rate* cenderung bergerak secara lambat. Nilai koefisien ECT pada model nilai tukar rupiah tidak signifikan sebesar 0.017514. Hal ini menjelaskan bahwa ketika terjadi ketidakseimbangan pada jangka pendeknya, nilai tukar cenderung tidak memberikan pengaruh terhadap keseimbangan jangka panjang. Dari ketiga koefisien ECT tersebut dapat diperoleh kesimpulan bahwa inflasi memiliki pergerakan yang paling cepat dan signifikan untuk kembali pada kondisi keseimbangan apabila terjadi ketidakseimbangan pada jangka pendek. Hal tersebut terjadi dikarenakan inflasi memiliki peran yang penting dan dampak yang luas apabila tidak segera kembali pada kondisi stabil.

4.5 Uji Kausalitas

Langkah selanjutnya menguji kausalitas. Dalam pengujian signifikansi parameter model VECM(1) diperoleh variabel nilai tukar tidak signifikan sehingga pengujian kausalitas hanya dilakukan antara variabel inflasi dengan *BI Rate*. Pengujian kausalitas menggunakan *Granger Causality* dua variabel dengan menggunakan lag optimum yang telah didapatkan yaitu $p = 2$.

Persamaan *Granger Causality* antara *BI Rate* standar dengan inflasi standar sebagai berikut,

$$X_t^{**} = b_{1,1}Y_{t-1}^{**} + b_{1,2}Y_{t-2}^{**} + b_{1,3}X_{t-1}^{**} + b_{1,4}X_{t-2}^{**} + \eta_{1t} \quad (4.3)$$

$$Y_t^{**} = b_{2,1}X_{t-1}^{**} + b_{2,2}X_{t-2}^{**} + b_{2,3}Y_{t-1}^{**} + b_{2,4}Y_{t-2}^{**} + \eta_{2t} \quad (4.4)$$

Setelah dilakukan estimasi parameter, kemudian dilakukan pengujian serentak pada persamaan (4.3) dengan menggunakan uji *F. Restricted regression* untuk persamaan (4.3) adalah

$$X_t^{**} = 1.270266 X_{t-1}^{**} - 0.276574 X_{t-2}^{**} + \eta_{1,1t}$$

Unrestricted residual sum of square (RSS_{UR}) didapat dari persamaan (4.3).

Hipotesa :

$$H_0 : b_{1,1} = b_{1,2} = 0$$

(Y_t^{**} tidak mempengaruhi X_t^{**})

$$H_1 : \text{paling sedikit terdapat satu } b_{1,1}, b_{1,2} \neq 0$$

(Y_t^{**} mempengaruhi X_t^{**})

Statistika pengujian hipotesa uji F sebagai berikut,

$$F_{hitung} = \frac{\frac{2.970881 - 2.814745}{2}}{\frac{2.814745}{148 - 4}} = 3.993894$$

Kriteria pengujian memenuhi tolak H_0 karena nilai F_{hitung} lebih besar dari $F_{tabel} = 3.7871$. Sehingga dapat disimpulkan bahwa Y_t^{**} mempengaruhi X_t^{**} . Kemudian dilakukan pengujian serentak untuk persamaan (4.4) dengan *Resticted regression* adalah

$$Y_t^{**} = 1.470999 Y_{t-1}^{**} - 0.468171 Y_{t-1}^{**} + \eta_{1,1t}$$

Sehingga *unrestricted residual sum of square* (RSS_{UR}) didapatkan dari persamaan (4.4).

Hipotesa :

$$H_0 : b_{2,1} = b_{2,2} = 0$$

(X_t^{**} tidak mempengaruhi Y_t^{**})

$$H_1 : \text{paling sedikit terdapat satu } b_{2,1}, b_{2,2} \neq 0$$

(X_t^{**} mempengaruhi Y_t^{**})

Statistika pengujian hipotesa uji F sebagai berikut,

$$F_{hitung} = \frac{\frac{0.002688 - 0.002539}{2}}{\frac{0.002539}{148 - 4}} = 4.225286$$

Kriteria pengujian memenuhi tolak H_0 karena nilai F_{hitung} lebih besar dari $F_{tabel} = 3.7871$. Sehingga dapat disimpulkan bahwa X_t^{**} mempengaruhi Y_t^{**} . Kesimpulan dari pengujian serentak dapat terlihat pada Tabel 4.9 yaitu Y_t^{**} mempengaruhi X_t^{**} dan X_t^{**}

mempengaruhi Y_t^{**} . Sehingga hasil pengujian *Granger Causality* didapatkan antara inflasi dan *BI Rate* saling mempengaruhi satu sama lain (*bilateral causality*).

Selanjutnya dilakukan pengujian parsial dengan menggunakan uji t untuk mengetahui apakah parameter yang digunakan telah signifikan pada model *Granger Causality* (4.3) dan (4.4).

Tabel 4.9 Hasil Uji Serentak *Granger Causality BI Rate* standar (Y_t^{**}) dengan Inflasi standar (X_t^{**})

Variabel		F_{hitung}	$F_{(97,5\%;2;141)}$	Keterangan
Y_t^{**}	X_t^{**}	3.993894	3.7871	Tolak H_0
X_t^{**}	Y_t^{**}	4.225286	3.7871	Tolak H_0

Tabel 4.10 Hasil Uji Parsial *Granger Causality BI Rate* (Y_t^{**}) dengan Inflasi (X_t^{**})

Parameter	koefisien	SE	t_{hitung}	Keterangan
$b_{1,1}$	-5.172909	2.562049	-2.019051	Signifikan
$b_{1,2}$	5.642281	2.621650	2.152187	Signifikan
$b_{1,3}$	1.197326	0.083344	14.36612	Signifikan
$b_{1,4}$	-0.235854	0.081612	-2.889927	Signifikan
$b_{2,1}$	-5.172909	2.562049	-2.019051	Signifikan
$b_{2,2}$	5.642281	2.621650	2.152187	Signifikan
$b_{2,3}$	-0.007214	0.002503	-2.881964	Signifikan
$b_{2,4}$	0.007030	0.002451	2.868075	Signifikan

Hasil pengujian parsial menggunakan hipotesis yang digunakan pada statistik uji t sebagai berikut,

Hipotesa :

$H_0 : b_{1,1} = 0$ (parameter tidak signifikan)

$H_1 : b_{1,1} \neq 0$ (parameter signifikan)

Statistik uji :

$$t_{hitung} = \frac{b_{1,1}}{se(b_{1,1})} = \frac{-5.172909}{2.562049} = -2.019051$$

Kriteria pengujian memenuhi karena $|t_{hitung}| > |t_{tabel}|$ dengan tingkat signifikansi 5% dan $t_{tabel} = t_{2,5\%;146} = 1.976$ maka tolak hipotesa nol yang berarti parameter $b_{1,1}$ telah signifikan.

Hasil pada Tabel 4.10 menunjukkan bahwa *BI Rate* standar (Y_t^{**}) mempengaruhi inflasi standar (X_t^{**}) dan Inflasi standar (X_t^{**}) mempengaruhi *BI Rate* standar (Y_t^{**}). Sehingga antara inflasi standar dan *BI Rate* standar saling mempengaruhi satu sama lain (*bilateral causality*). Hal tersebut memberikan pengertian bahwa penentuan *BI Rate* standar akan berdampak pada inflasi standar, begitu pula sebaliknya apabila inflasi standar terjadi maka akan berdampak pada penentuan *BI Rate* standar.

BAB V

KESIMPULAN DAN SARAN

Bab ini membahas mengenai kesimpulan dari penulisan Tugas Akhir dan saran yang dapat digunakan untuk pengembangan penelitian selanjutnya.

5.1 Kesimpulan

Berdasarkan dari pembahasan pada bab 4, dapat diambil kesimpulan sebagai berikut:

1. Model hubungan kausalitas untuk data inflasi dan *BI Rate* adalah *bilateral causality*, yaitu terjadi hubungan yang saling mempengaruhi satu sama lain. Persamaan *bilateral causality* antara inflasi dengan *BI Rate* sebagai berikut,

$$X_t^{**} = -5.173 Y_{t-1}^{**} + 5.642 Y_{t-2}^{**} + 1.197 X_{t-1}^{**} - 0.236 X_{t-2}^{**} + \eta_{1t}$$

$$Y_t^{**} = -5.172 X_{t-1}^{**} + 5.642 X_{t-2}^{**} \pm 0.0072 Y_{t-1}^{**} + 0.00703 Y_{t-2}^{**} + \eta_{2t}$$

Model hubungan keseimbangan jangka panjang antara inflasi, *BI Rate* dan nilai tukar adalah

$$ECT = X_t^{**} - 0.702767 Y_t^{**} + 0.013111 Z_t^{**}$$

dengan

$$X_t^{**} = \frac{X_t - \mu_{X_t}}{\sigma_{X_t}}$$

$$Y_t^{**} = \frac{Y_t - \mu_{Y_t}}{\sigma_{Y_t}}$$

$$Z_t^{**} = \frac{Z_t - \mu_{Z_t}}{\sigma_{Z_t}}$$

2. Koefisien ECT pada inflasi signifikan sebesar -0.2829. Koefisien tersebut dapat menjelaskan apabila terjadi ketidakseimbangan jangka pendek, inflasi akan bergerak turun

sebesar 28,29% untuk kembali menuju keseimbangan jangka panjang.

5.2 Saran

Untuk mengembangkan penelitian selanjutnya, sebaiknya penelitian lebih difokuskan kesalah satu indikator ekonomi dengan menambahkan variabel-variabel yang mempengaruhi secara signifikan.

DAFTAR PUSTAKA

- [1] Bank Indonesia. **Laporan Kebijakan Moneter Triwulan III 2017**. http://www.bi.go.id/id/publikasi/kebijakan-moneter/tinjauan/Documents/LKM_Nov_2017_Final_Rev.pdf. (diakses pada 19 Oktober 2017)
- [2] Putong, I. 2013. **Economics, Pengantar Mikro dan Makro Edisi 5**. Mitra Wacana Media
- [3] Mankiw, N. G. 2000. **Pengantar Ekonomi Jilid 2**. Erlangga. Jakarta
- [4] Bank Indonesia. **Penjelasan BI Rate sebagai Suku Bunga Acuan**. <http://www.bi.go.id/id/moneter/bi-rate/penjelasan/Contents/Default.aspx> (diakses pada 16 Februari 2018)
- [5] Bank Indonesia. **Laporan Perekonomian Indonesia 2016**. <http://www.bi.go.id/id/publikasi/laporan-tahunan/perekonomian/Documents/LPI2016-web.pdf> (diakses pada 16 Februari 2018)
- [6] Purnomo, H. 2011. **Pemodelan Suku Bunga dan Inflasi di Indonesia dengan Pendekatan TVECM**. Tesis. Pascasarjana Statistika Institut Teknologi Sepuluh Nopember. Surabaya
- [7] Sinay, L. J. 2014. **Pendekatan Vector Error Correction Model Untuk Analisis Hubungan Inflasi, BI Rate, dan Kurs Dollar Amerika Serikat**. Jurusan Matematika Fakultas MIPA Universitas Pattimura.
- [8] Anggoro, D. A. 2017. **Analisis Hubungan Variabel Moneter di Indonesia sebelum dan sesudah Penerapan Kebijakan Inflation Targeting Framework (ITF) Periode (1991.1-2010.4)**. *Jurnal Ekonomi dan Bisnis Airlangga*. Vol 27 No 1. (<https://e-journal.unair.ac.id/JEBA/article/view/5419/3351>)

- [9] Iskandarsyah, N. 2013. **Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Pergerakan Rupiah : Analisis Model Moneter dengan Menggunakan Johansen *Cointegration* dan *Error Correction Model***. Widyariset, Vol 16 no1, Hal 39-48.
- [10] Tobias, S., dan Carlson, J. E. 1969. **Brief Report : Bartlett's Test of Sphericity And Change Findings in Factor Analysis**. *Multivariate behavioral Research*, 4:3, 375-377.
- [11] Wei, W. W. S. 1990. **Time Series Analysis : Univariate and Multivariate Methods**. Addison-Wesley Publishing Co. USA
- [12] Ekananda, M. 2016. **Analisis Ekonometrika Time Series**. Mitra Wacana Media
- [13] Gujarati, D. N, dan Porter, D. C. 2009. **Basic Econometrics Fifth Edition**. McGraw-Hill. New York.
- [14] Enders, W. 2015. **Applied Econometric Time Series Fourth Edition**. John Wiley & Sons, Inc. Canada
- [15] Tsay, R. S. 2014. **Multivariate Time Series Analysis with R and Financial Applications**. John Wiley & Sons, Inc. Canada
- [16] Liew, V. K. S. 2004. **Which Lag Length Selection Criteria Should We Employ?**. *Economics Bulletin*, Vol. 3, No. 33 pp 1-9..

Lampiran A
Data Inflasi, *BI Rate* dan Nilai Tukar

Periode	Inflasi	<i>BI Rate</i>	Nilai Tukar Rupiah terhadap USD
2005-07	7,84	8,5	9819
2005-08	8,33	8,75	10240
2005-09	9,06	10	10310
2005-10	17,89	11	10090
2005-11	18,38	12,25	10035
2005-12	17,11	12,75	9830
2006-01	17,03	12,75	9395
2006-02	17,92	12,75	9230
2006-03	15,74	12,75	9075
2006-04	15,4	12,75	8775
2006-05	15,6	12,5	9220
2006-06	15,53	12,5	9300
2006-07	15,15	12,25	9070
2006-08	14,9	11,75	9100
2006-09	14,55	11,25	9235
2006-10	6,29	10,75	9110
2006-11	5,27	10,25	9165
2006-12	6,6	9,75	9020
2007-01	6,26	9,5	9090
2007-02	6,3	9,25	9160
2007-03	6,52	9	9118
2007-04	6,29	9	9083
2007-05	6,01	8,75	8828
2007-06	5,77	8,5	9054
2007-07	6,06	8,25	9186

Lampiran A (lanjutan)

Periode	Inflasi	<i>BI Rate</i>	Nilai Tukar Rupiah terhadap USD
2007-08	6,51	8,25	9410
2007-09	6,95	8,25	9137
2007-10	6,88	8,25	9103
2007-11	6,71	8,25	9376
2007-12	6,59	8	9419
2008-01	7,36	8	9291
2008-02	7,4	8	9051
2008-03	8,17	8	9217
2008-04	8,96	8	9234
2008-05	10,38	8,25	9318
2008-06	11,03	8,5	9225
2008-07	11,9	8,75	9118
2008-08	11,85	9	9153
2008-09	12,14	9,25	9378
2008-10	11,77	9,5	10995
2008-11	11,68	9,5	12151
2008-12	11,06	9,25	10950
2009-01	9,17	8,75	11355
2009-02	8,6	8,25	11980
2009-03	7,92	7,75	11575
2009-04	7,31	7,5	10713
2009-05	6,04	7,25	10340
2009-06	3,65	7	10225
2009-07	2,71	6,75	9920
2009-08	2,75	6,5	10060
2009-09	2,83	6,5	9681

Lampiran A (lanjutan)

Periode	Inflasi	<i>BI Rate</i>	Nilai Tukar Rupiah terhadap USD
2009-10	2,57	6,5	9545
2009-11	2,41	6,5	9480
2009-12	2,78	6,5	9400
2010-01	3,72	6,5	9365
2010-02	3,81	6,5	9335
2010-03	3,43	6,5	9115
2010-04	3,91	6,5	9012
2010-05	4,16	6,5	9180
2010-06	5,05	6,5	9083
2010-07	6,22	6,5	8952
2010-08	6,44	6,5	9041
2010-09	5,8	6,5	8924
2010-10	5,67	6,5	8928
2010-11	6,33	6,5	9013
2010-12	6,96	6,5	8991
2011-01	7,02	6,5	9057
2011-02	6,84	6,75	8823
2011-03	6,65	6,75	8709
2011-04	6,16	6,75	8574
2011-05	5,98	6,75	8537
2011-06	5,54	6,75	8597
2011-07	4,61	6,75	8508
2011-08	4,79	6,75	8578
2011-09	4,61	6,75	8823
2011-10	4,42	6,5	8835
2011-11	4,15	6	9170

Lampiran A (lanjutan)

Periode	Inflasi	<i>BI Rate</i>	Nilai Tukar Rupiah terhadap USD
2011-12	3,79	6	9068
2012-01	3,65	6	9000
2012-02	3,56	5,75	9085
2012-03	3,97	5,75	9180
2012-04	4,5	5,75	9190
2012-05	4,45	5,75	9565
2012-06	4,53	5,75	9480
2012-07	4,56	5,75	9485
2012-08	4,58	5,75	9560
2012-09	4,31	5,75	9588
2012-10	4,61	5,75	9615
2012-11	4,32	5,75	9605
2012-12	4,3	5,75	9670
2013-01	4,57	5,75	9698
2013-02	5,31	5,75	9667
2013-03	5,9	5,75	9719
2013-04	5,57	5,75	9722
2013-05	5,47	5,75	9802
2013-06	5,9	6	9929
2013-07	8,61	6,5	10278
2013-08	8,79	7	10924
2013-09	8,4	7,25	11613
2013-10	8,32	7,25	11234
2013-11	8,37	7,5	11977
2013-12	8,38	7,5	12189
2014-01	8,22	7,5	12226

Lampiran A (lanjutan)

Periode	Inflasi	<i>BI Rate</i>	Nilai Tukar Rupiah terhadap USD
2014-02	7,75	7,5	11634
2014-03	7,32	7,5	11404
2014-04	7,25	7,5	11532
2014-05	7,32	7,5	11611
2014-06	6,7	7,5	11969
2014-07	4,53	7,5	11591
2014-08	3,99	7,5	11717
2014-09	4,53	7,5	12212
2014-10	4,83	7,5	12082
2014-11	6,23	7,75	12196
2014-12	8,36	7,75	12440
2015-01	6,96	7,75	12625
2015-02	6,29	7,5	12863
2015-03	6,38	7,5	13084
2015-04	6,79	7,5	12937
2015-05	7,15	7,5	13211
2015-06	7,26	7,5	13332
2015-07	7,26	7,5	13481
2015-08	7,18	7,5	14027
2015-09	6,83	7,5	14657
2015-10	6,25	7,5	13639
2015-11	4,89	7,5	13840
2015-12	3,35	7,5	13795
2016-01	4,14	7,25	13846
2016-02	4,42	7	13395
2016-03	4,45	6,75	13276

Lampiran A (lanjutan)

Periode	Inflasi	<i>BI Rate</i>	Nilai Tukar Rupiah terhadap USD
2016-04	3,6	6,75	13204
2016-05	3,33	6,75	13615
2016-06	3,45	6,5	13180
2016-07	3,21	6,5	13094
2016-08	2,79	5,25	13300
2016-09	3,07	5	12998
2016-10	3,31	4,75	13051
2016-11	3,58	4,75	13563
2016-12	3,02	4,75	13436
2017-01	3,49	4,75	13343
2017-02	3,83	4,75	13347
2017-03	3,61	4,75	13321
2017-04	4,17	4,75	13327
2017-05	4,33	4,75	13321
2017-06	4,37	4,75	13319
2017-07	3,88	4,75	13323
2017-08	3,82	4,5	13351
2017-09	3,72	4,25	13492
2017-10	3,58	4,25	13572

Lampiran B

Estimasi parameter model VAR dan VECM dengan *Maximum Likelihood Estimator*

1. Model VAR

Bentuk model VAR dengan 3 variabel dan panjang lag optimum p adalah

$$\mathbf{X}_t = C_{1,0} + C_{1,1}\mathbf{X}_{t-1} + C_{1,2}\mathbf{Y}_{t-1} + C_{1,3}\mathbf{Z}_{t-1} + \dots + C_{1,p}\mathbf{Z}_{t-p} + \boldsymbol{\varepsilon}_{1t} \quad (\text{B.1})$$

$$\mathbf{Y}_t = C_{2,0} + C_{2,1}\mathbf{X}_{t-1} + C_{2,2}\mathbf{Y}_{t-1} + C_{2,3}\mathbf{Z}_{t-1} + \dots + A_{2,p}\mathbf{Z}_{t-p} + \boldsymbol{\varepsilon}_{2t} \quad (\text{B.2})$$

$$\mathbf{Z}_t = C_{3,0} + C_{3,1}\mathbf{X}_{t-1} + C_{3,2}\mathbf{Y}_{t-1} + C_{3,3}\mathbf{Z}_{t-1} + \dots + C_{3,p}\mathbf{Z}_{t-p} + \boldsymbol{\varepsilon}_{3t} \quad (\text{B.3})$$

Persamaan (B.1), (B.2), dan (B.3) dalam bentuk matriks sebagai berikut,

$$\begin{bmatrix} \mathbf{X}_t \\ \mathbf{Y}_t \\ \mathbf{Z}_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{1,0} & C_{1,1} & C_{1,2} & C_{1,3} & \dots & C_{1,p} \\ C_{2,0} & C_{2,1} & C_{2,2} & C_{2,3} & \dots & C_{2,p} \\ C_{3,0} & C_{3,1} & C_{3,2} & C_{3,3} & \dots & C_{3,p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{1} \\ \mathbf{X}_{t-1} \\ \mathbf{Y}_{t-1} \\ \mathbf{Z}_{t-1} \\ \vdots \\ \mathbf{Z}_{t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \boldsymbol{\varepsilon}_{1t} \\ \boldsymbol{\varepsilon}_{2t} \\ \boldsymbol{\varepsilon}_{3t} \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{W} = \mathbf{C}^T \mathbf{Q} + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad \boldsymbol{\varepsilon}_t \sim N(0, \Sigma_\varepsilon)$$

Tabel B.1 Struktur Data Model VAR

Waktu (t)	X_t	Y_t	Z_t	X_{t-1}	...	Z_{t-p}
$p + 1$	X_{p+1}	Y_{p+1}	Z_{p+1}	X_p	...	Z_1
$p + 2$	X_{p+2}	Y_{p+2}	Z_{p+2}	X_p	...	Z_2
\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots		\vdots
T	X_T	Y_T	Z_T	X_{T-1}	...	Z_{T-p}

Jika terdapat T observasi dan panjang lag optimum p , maka struktur data yang digunakan adalah Tabel B.1

Probability Density Function (PDF) dari $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ yang memiliki 3 dimensi $\boldsymbol{\varepsilon}_t = (\boldsymbol{\varepsilon}_{1t}, \boldsymbol{\varepsilon}_{2t}, \boldsymbol{\varepsilon}_{3t})'$ berdistribusi *multivariate normal* dengan *mean* $\boldsymbol{\mu} = (\boldsymbol{\mu}_1, \boldsymbol{\mu}_2, \boldsymbol{\mu}_3)'$ dan matriks *covariance* positive-definite $\boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon = [\sigma_{ij}]$ didefinisikan sebagai berikut

$$\begin{aligned} f(\boldsymbol{\varepsilon}_t, \boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon) &= \frac{1}{(2\pi)^{3/2} |\boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon|^{1/2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \boldsymbol{\varepsilon}_t' \boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t \right\} \\ &= (2\pi)^{-3/2} |\boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon|^{-1/2} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \boldsymbol{\varepsilon}_t' \boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t \right\} \end{aligned}$$

Fungsi likelihood didefinisikan sebagai berikut

$$\begin{aligned} L(\boldsymbol{\varepsilon}_t, \boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon) &= \prod_{t=p+1}^T f(\boldsymbol{\varepsilon}_t, \boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon) \\ &= \prod_{t=p+1}^T (2\pi)^{-\frac{3}{2}} |\boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon|^{-\frac{1}{2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \boldsymbol{\varepsilon}_t' \boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t \right\} \\ &= (2\pi)^{-\frac{3(T-p)}{2}} |\boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon|^{-\frac{(T-p)}{2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \sum_{t=p+1}^T \boldsymbol{\varepsilon}_t' \boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t \right\} \\ L(\boldsymbol{\varepsilon}_t, \boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon) &= (2\pi)^{-\frac{3n}{2}} |\boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon|^{-\frac{n}{2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \sum_{t=p+1}^T \boldsymbol{\varepsilon}_t' \boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t \right\} \quad (\text{B.4}) \end{aligned}$$

Dengan $n = T - p$.

Untuk mempermudah perhitungan maka persamaan (B.4) diubah dalam bentuk natural logaritma menjadi fungsi \ln likelihood

$$\ln(L(\boldsymbol{\varepsilon}_t, \boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon)) = \ln \left((2\pi)^{-\frac{3n}{2}} |\boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon|^{-\frac{n}{2}} \exp \left\{ -\frac{1}{2} \sum_{t=p+1}^T \boldsymbol{\varepsilon}_t' \boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t \right\} \right)$$

$$\ln(L(\boldsymbol{\varepsilon}_t, \boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon)) = -\frac{3n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln |\boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon| - \frac{1}{2} \sum_{t=p+1}^M \boldsymbol{\varepsilon}_t' \boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon^{-1} \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (\text{B.5})$$

Jika $\boldsymbol{\varepsilon}_t = \mathbf{W} - \mathbf{C}'\mathbf{Q}$ maka persamaan (B.5) menjadi sebagai berikut

$$\ln(L(\boldsymbol{\varepsilon}_t, \boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon)) = -\frac{3n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln |\boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon|$$

$$- \frac{1}{2} \sum_{t=p+1}^T (\mathbf{W} - \mathbf{C}'\mathbf{Q})' \boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon^{-1} (\mathbf{W} - \mathbf{C}'\mathbf{Q})$$

$$\ln(L(\boldsymbol{\varepsilon}_t, \boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon)) = -\frac{3n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln |\boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon|$$

$$- \frac{1}{2} \text{tr} \left(\boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon^{-1} \sum_{t=p+1}^T (\mathbf{W} - \mathbf{C}'\mathbf{Q})' (\mathbf{W} - \mathbf{C}'\mathbf{Q}) \right)$$

$$\ln(L(\boldsymbol{\varepsilon}_t, \boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon)) = -\frac{3n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln |\boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon|$$

$$- \frac{1}{2} \text{tr} \left(\boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon^{-1} \sum_{t=p+1}^T (\mathbf{W}' - \mathbf{Q}'\mathbf{C}) (\mathbf{W} - \mathbf{C}'\mathbf{Q}) \right)$$

$$\ln(L(\boldsymbol{\varepsilon}_t, \boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon)) = -\frac{3n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln |\boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon|$$

$$- \frac{1}{2} \text{tr} \left(\boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon^{-1} \sum_{t=p+1}^T (\mathbf{W}'\mathbf{W} - \mathbf{W}'\mathbf{C}\mathbf{Q} - \mathbf{Q}'\mathbf{A}\mathbf{W}' + \mathbf{Q}'\mathbf{C}\mathbf{C}'\mathbf{Q}) \right)$$

$$\ln(L(\boldsymbol{\varepsilon}_t, \boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon)) = -\frac{3n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln|\boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon| - \frac{1}{2} \text{tr} \left(\boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon^{-1} \sum_{t=p+1}^T (\mathbf{W}'\mathbf{W} - 2\mathbf{W}'\mathbf{C}'\mathbf{Q} + \mathbf{Q}'\mathbf{C}\mathbf{C}'\mathbf{Q}) \right) \quad (\text{B.6})$$

Kemudian persamaan (B.6) diturunkan parsial terhadap parameter C untuk mendapatkan hasil estimasi parameter C.

$$\begin{aligned} \frac{\partial(\ln(L(\boldsymbol{\varepsilon}_t, \boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon)))}{\partial A} &= 0 \\ \frac{\partial \left(-\frac{3n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln|\boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon| - \frac{1}{2} \text{tr}(\boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon^{-1} \sum_{t=p+1}^T (\mathbf{W}'\mathbf{W} - 2\mathbf{W}'\mathbf{C}'\mathbf{Q} + \mathbf{Q}'\mathbf{C}\mathbf{C}'\mathbf{Q})) \right)}{\partial A} &= 0 \\ -0 - 0 - \frac{1}{2} \text{tr} \left(\sum_{t=p+1}^T (0 - 2\mathbf{Q}\mathbf{W}' + 2\mathbf{Q}\mathbf{Q}'\hat{\mathbf{c}}) \right) &= 0 \\ \text{tr} \left(\sum_{t=p+1}^T (\mathbf{Q}\mathbf{W}' - \mathbf{Q}\mathbf{Q}'\hat{\mathbf{c}}) \right) &= 0 \\ \text{tr} \left(\sum_{t=p+1}^T (\mathbf{Q}\mathbf{W}') \right) - \text{tr} \left(\left(\sum_{t=p+1}^T (\mathbf{Q}\mathbf{Q}') \right) \hat{\mathbf{c}} \right) &= 0 \\ \text{tr} \left(\sum_{t=p+1}^T (\mathbf{Q}\mathbf{W}') \right) &= \text{tr} \left(\left(\sum_{t=p+1}^T (\mathbf{Q}\mathbf{Q}') \right) \hat{\mathbf{c}} \right) \\ \sum_{t=p+1}^T (\mathbf{Q}\mathbf{W}') &= \left(\sum_{t=p+1}^T (\mathbf{Q}\mathbf{Q}') \right) \hat{\mathbf{c}} \quad (\text{B.7}) \end{aligned}$$

Dari persamaan (B.7) diperoleh hasil estimasi parameter C yaitu

$$\hat{C} = (\sum_{t=p+1}^T (\mathbf{Q}\mathbf{Q}')^{-1} (\sum_{t=p+1}^T (\mathbf{Q}\mathbf{W}')) \quad (\text{B.8})$$

Matriks *variance covariance* (Σ_ε) dilakukan dengan cara yang sama diturunkan parsial terhadap Σ_ε sehingga diperoleh hasil sebagai berikut,

$$\begin{aligned} \frac{\partial(\ln(L(\boldsymbol{\varepsilon}_t, \Sigma_\varepsilon)))}{\partial \Sigma_\varepsilon} &= 0 \\ \frac{\partial \left(-\frac{3n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln|\Sigma_\varepsilon| - \frac{1}{2} \text{tr}(\Sigma_\varepsilon^{-1} \sum_{t=p+1}^T (\mathbf{W}'\mathbf{W} - 2\mathbf{W}'\mathbf{C}'\mathbf{Q} + \mathbf{Q}'\mathbf{C}\mathbf{C}'\mathbf{Q})) \right)}{\partial \Sigma_\varepsilon} &= 0 \\ -0 - \frac{n}{2} \Sigma_\varepsilon^{-1} + \frac{1}{2} \Sigma_\varepsilon^{-1} \hat{C}' \hat{C} \Sigma_\varepsilon^{-1} &= 0 \\ \frac{n}{2} \Sigma_\varepsilon^{-1} &= \frac{1}{2} \Sigma_\varepsilon^{-1} \hat{C}' \hat{C} \Sigma_\varepsilon^{-1} \\ n &= \hat{C}' \hat{C} \Sigma_\varepsilon^{-1} \\ \Sigma_\varepsilon &= \frac{\hat{C}' \hat{C}}{n} = \frac{\hat{C}' \hat{C}}{T-p} = \frac{1}{T-p} \sum_{t=p+1}^T \boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t' \end{aligned}$$

2. Model VECM

Bentuk model VECM dengan 3 variabel dan panjang lag p adalah

$$\begin{aligned} \Delta X_t &= B_{1,0} + B_{1,1} W_{t-1} + \sum_{i=1}^p B_{1,1,i} \Delta X_{t-1} \\ &+ \sum_{i=1}^p B_{1,2,i} \Delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p B_{1,3,i} \Delta Z_{t-1} + e_{1t} \end{aligned} \quad (\text{B.9})$$

$$\Delta Y_t = B_{2,0} + B_{2,1}W_{t-1} + \sum_{i=1}^p B_{2,1,i}\Delta X_{t-1} \quad (\text{B.10})$$

$$+ \sum_{i=1}^p B_{2,2,i}\Delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p B_{2,3,i}\Delta Z_{t-1} + e_{2t}$$

$$\Delta Z_t = B_{3,0} + B_{3,1}W_{t-1} + \sum_{i=1}^p B_{3,1,i}\Delta X_{t-1} \quad (\text{B.11})$$

$$+ \sum_{i=1}^p B_{3,2,i}\Delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p B_{3,3,i}\Delta Z_{t-1} + e_{3t}$$

Tabel B.2 Struktur Data Model VECM

Waktu (t)	X_t	Y_t	Z_t	W_{t-1}	X_{t-1}	...	Z_{t-p}
p+1	ΔX_{p+1}	ΔY_{p+1}	ΔZ_{p+1}	W_p	ΔX_p	...	ΔZ_1
p+2	ΔX_{p+2}	ΔY_{p+2}	Z_{p+2}	W_{p+1}	ΔX_p	...	ΔZ_2
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮		⋮
M	ΔX_M	ΔY_M	ΔZ_M	W_{M-1}	ΔX_{M-1}	...	ΔZ_{M-p}

dengan W_{t-1} merupakan persamaan *error correction*

Persamaan (B.9), (B.10) dan (B.11) dalam bentuk matriks sebagai berikut,

$$\begin{aligned}
& \begin{bmatrix} \Delta X_{p+1} & \Delta Y_{p+1} & \Delta Z_{p+1} \\ \Delta X_{p+2} & \Delta Y_{p+2} & \Delta Z_{p+2} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \Delta X_M & \Delta Y_M & \Delta Z_M \end{bmatrix} \\
& = \begin{bmatrix} 1 & W_p & \Delta X_p & \Delta Y_p & \dots & \Delta Z_1 \\ 1 & W_{p+1} & \Delta X_{p+1} & \Delta Y_{p+1} & \dots & \Delta Z_2 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & W_{M-1} & \Delta X_{M-1} & \Delta Y_{M-1} & \dots & \Delta Z_{M-p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} B_{1,0} & B_{2,0} & B_{3,0} \\ B_{1,1} & B_{2,1} & B_{3,1} \\ B_{1,1,1} & B_{2,1,1} & B_{3,1,1} \\ B_{1,2,1} & B_{2,2,1} & B_{3,2,1} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ B_{1,3,p} & B_{2,3,p} & B_{3,3,p} \end{bmatrix} \\
& + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,p+1} & \varepsilon_{2,p+1} & \varepsilon_{3,p+1} \\ \varepsilon_{1,p+2} & \varepsilon_{2,p+2} & \varepsilon_{3,p+2} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \varepsilon_{1,M} & \varepsilon_{2,M} & \varepsilon_{3,M} \end{bmatrix}
\end{aligned}$$

$$\mathbf{H} = \mathbf{U}\mathbf{B} + \mathbf{e}_t, \quad \mathbf{e}_t \sim N(0, \Sigma)$$

Proses mendapatkan estimasi parameter koefisien model VECM sama dengan estimasi parameter koefisien model VAR. Sehingga persamaan mendapatkan koefisien model VECM, yaitu,

$$\hat{\mathbf{B}}_{MLE} = (\mathbf{U}^T \mathbf{U})^{-1} (\mathbf{U}^T \mathbf{H})$$

dengan,

$$\mathbf{U} = \begin{bmatrix} 1 & W_p & \Delta X_p & \Delta Y_p & \dots & \Delta Z_1 \\ 1 & W_{p+1} & \Delta X_{p+1} & \Delta Y_{p+1} & \dots & \Delta Z_2 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & W_{M-1} & \Delta X_{M-1} & \Delta Y_{M-1} & \dots & \Delta Z_{M-p} \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{H} = \begin{bmatrix} \Delta X_{p+1} & \Delta Y_{p+1} & \Delta Z_{p+1} \\ \Delta X_{p+2} & \Delta Y_{p+2} & \Delta Z_{p+2} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ \Delta X_M & \Delta Y_M & \Delta Z_M \end{bmatrix}$$

Lampiran C
Hasil Pengujian *Dependency* Data

```
> bart_spher(data2)
```

```
    Bartlett's Test of Sphericity
```

```
Call: bart_spher(x = data2)
```

```
    X2 = 210.673
```

```
    df = 3
```

```
    p-value < 2.22e-16
```

Lampiran D

Hasil Pengujian Stasioneritas Data

a. *Augmented Dickey-Fuller Test* Data Inflasi Asli

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on X _t		
Null Hypothesis: X _t has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 12 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.539993	0.1084
Test critical values:		
1% level	-3.479281	
5% level	-2.882910	
10% level	-2.578244	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.		

b. *Augmented Dickey-Fuller Test* Data BI Rate Asli

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on Y _t		
Null Hypothesis: Y _t has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.626977	0.0899
Test critical values:		
1% level	-3.475819	
5% level	-2.881400	
10% level	-2.577439	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.		

c. *Augmented Dickey-Fuller Test* Data Nilai Tukar Asli

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on Z _t		
Null Hypothesis: Z _t has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 4 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.746698	0.8303
Test critical values:		
1% level	-3.476472	
5% level	-2.881685	
10% level	-2.577591	
*Mackinnon (1996) one-sided p-values.		

d. *Augmented Dickey-Fuller Test Data Inflasi Differencing 1*

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(X _t)		
Null Hypothesis: D(X _t) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 11 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.094732	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.479281
	5% level	-2.882910
	10% level	-2.578244

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

e. *Augmented Dickey-Fuller Test Data BI Rate Differencing 1*

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(Y _t)		
Null Hypothesis: D(Y _t) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.231876	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.475819
	5% level	-2.881400
	10% level	-2.577439

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

f. *Augmented Dickey-Fuller Test Data Nilai Tukar Differencing 1*

Augmented Dickey-Fuller Unit Root Test on D(Z _t)		
Null Hypothesis: D(Z _t) has a unit root		
Exogenous: Constant		
Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.370631	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.476143
	5% level	-2.881541
	10% level	-2.577514

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

Lampiran E

Hasil Pengujian Lag Optimum

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: X_ Y_ Z_
 Exogenous variables: C
 Date: 08/04/18 Time: 05:50
 Sample: 2005M07 2017M10
 Included observations: 132

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-402.1052	NA	0.092952	6.137958	6.203476	6.164581
1	214.5291	1195.897	9.33e-06	-3.068622	-2.806549	-2.962128
2	239.9179	48.08494	7.28e-06	-3.316938	-2.858310*	-3.130573*
3	250.3344	19.25481*	7.13e-06*	-3.338401*	-2.683218	-3.072165
4	254.5140	7.535872	7.68e-06	-3.265364	-2.413627	-2.919257
5	260.9974	11.39507	7.99e-06	-3.227233	-2.178942	-2.801256
6	263.5143	4.309268	8.84e-06	-3.129005	-1.884159	-2.623157
7	272.2805	14.61032	8.90e-06	-3.125462	-1.684061	-2.539743
8	277.4548	8.388542	9.47e-06	-3.067496	-1.429541	-2.401906
9	283.8890	10.13880	9.90e-06	-3.028621	-1.194111	-2.283160
10	290.6729	10.38146	1.03e-05	-2.995044	-0.963979	-2.169713
11	299.2673	12.76130	1.05e-05	-2.988898	-0.761278	-2.083696
12	301.2768	2.892552	1.18e-05	-2.882982	-0.458808	-1.897909
13	310.7873	13.25696	1.18e-05	-2.890716	-0.269987	-1.825772
14	319.9021	12.29128	1.20e-05	-2.892457	-0.075173	-1.747642
15	322.9431	3.962524	1.33e-05	-2.802169	0.211670	-1.577483
16	329.1095	7.754622	1.42e-05	-2.759234	0.451159	-1.454678

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

Lampiran F

Hasil Pengujian *Johansen Cointegration Test*

Johansen Cointegration Test

Date: 06/25/18 Time: 05:11
 Sample (adjusted): 2005M09 2017M10
 Included observations: 146 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend
 Series: Z_Y_X_
 Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.186904	35.03093	29.79707	0.0114
At most 1	0.032491	4.822643	15.49471	0.8274
At most 2	9.76E-07	0.000143	3.841466	0.9920

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	0.05 Critical Value	Prob.**
None *	0.186904	30.20829	21.13162	0.0020
At most 1	0.032491	4.822500	14.26460	0.7641
At most 2	9.76E-07	0.000143	3.841466	0.9920

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Lampiran G

Hasil Estimasi Parameter VECM(1)

Vector Error Correction Estimates			
Vector Error Correction Estimates			
Date: 06/25/18 Time: 02:26			
Sample (adjusted): 2005M09 2017M10			
Included observations: 146 after adjustments			
Standard errors in () & t-statistics in []			
Cointegrating Eq:	CointEq1		
X_ ₍₋₁₎	1.000000		
Y_ ₍₋₁₎	-0.702767 (0.08759) [-8.02331]		
Z_ ₍₋₁₎	0.013111 (0.08735) [0.15011]		
C	0.001544		
Error Correction:	D(X __)	D(Y __)	D(Z __)
CointEq1	-0.282938 (0.05210) [-5.43029]	0.001228 (0.01774) [0.06926]	0.017514 (0.03229) [0.54240]
D(X _{_(-1)})	0.169639 (0.08099) [2.09450]	0.113272 (0.02757) [4.10817]	-0.007577 (0.05019) [-0.15096]
D(Y _{_(-1)})	1.163904 (0.19949) [5.83433]	0.550351 (0.06791) [8.10377]	0.109468 (0.12363) [0.88545]
D(Z _{_(-1)})	0.094202 (0.13514) [0.69704]	0.018258 (0.04601) [0.39685]	0.039089 (0.08375) [0.46672]
C	0.008360 (0.02451) [0.34107]	-0.006989 (0.00834) [-0.83761]	0.013825 (0.01519) [0.91012]
R-squared	0.286156	0.513284	0.015085
Adj. R-squared	0.265905	0.499476	-0.012856
Sum sq. resids	12.11078	1.403538	4.651277
S.E. equation	0.293073	0.099771	0.181625
F-statistic	14.13053	37.17410	0.539890
Log likelihood	-25.43072	131.8915	44.42691
Akaike AIC	0.416859	-1.738240	-0.540095
Schwarz SC	0.519038	-1.636062	-0.437916
Mean dependent	-0.009110	-0.015882	0.012794
S.D. dependent	0.342058	0.141023	0.180469

Lampiran H

Uji Asumsi White Noise

VEC Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations
 Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h
 Date: 06/25/18 Time: 02:37
 Sample: 2005M07 2017M10
 Included observations: 146

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	3.112465	NA*	3.133930	NA*	NA*
2	17.15178	0.3099	17.36823	0.2973	15
3	27.43171	0.2847	27.86383	0.2658	24
4	35.25356	0.3620	35.90601	0.3338	33
5	39.12181	0.5980	39.91143	0.5630	42
6	46.10579	0.6680	47.19472	0.6256	51
7	54.12856	0.6890	55.62152	0.6363	60
8	65.23769	0.6061	67.37466	0.5329	69
9	71.22112	0.6934	73.75116	0.6152	78
10	84.57003	0.5538	88.08161	0.4474	87
11	91.76795	0.6032	95.86603	0.4847	96
12	113.8340	0.2614	119.9082	0.1517	105

*The test is valid only for lags larger than the VAR lag order.
 df is degrees of freedom for (approximate) chi-square distribution

Lampiran I

Listing Program MATLAB Uji Serentak Granger Causality Test

```

%Y tidak mempengaruhi X
betaXY_R = inv([satu X1t X2t]'*[satu X1t
X2t])*[satu X1t X2t]'*Xt
SSEXY_R= (Xt-([satu X1t X2t]*betaXY_R))'*(Xt-
([satu X1t X2t]*betaXY_R))

betaXY_UR = inv([satu Y1t Y2t X1t X2t ]'*[satu Y1t
Y2t X1t X2t ])*[satu Y1t Y2t X1t X2t ]'*Xt
SSEXY_UR= (Xt-([satu Y1t Y2t X1t X2t
]*betaXY_UR))'*(Xt-([satu Y1t Y2t X1t
X2t]*betaXY_UR))

Fstat_XY = ((SSEXY_R-SSEXY_UR)/2)/(SSEXY_UR/(146-
5))

%X tidak mempengaruhi Y
betaYX_R = inv([satu Y1t Y2t]'*[satu Y1t
Y2t])*[satu Y1t Y2t]'*Yt
SSEYX_R= (Yt-([satu Y1t Y2t]*betaYX_R))'*(Yt-
([satu Y1t Y2t]*betaYX_R))

betaYX_UR = inv([satu Y1t Y2t X1t X2t ]'*[satu Y1t
Y2t X1t X2t ])*[satu Y1t Y2t X1t X2t ]'*Yt
SSEYX_UR= (Yt-([satu Y1t Y2t X1t X2t
]*betaYX_UR))'*(Yt-([satu Y1t Y2t X1t
X2t]*betaYX_UR))

Fstat_YX = ((SSEYX_R-SSEYX_UR)/2)/(SSEYX_UR/(146-
5))

```


Lampiran J

Perhitungan Uji Parsial *Granger Causality Test*

Pengujian hipotesa masing-masing parameter model *Granger Causality* dengan menggunakan uji t sebagai berikut,

1. Hipotesa :

$$H_0 : b_{1,1} = 0 \text{ (parameter tidak signifikan)}$$

$$H_1 : b_{1,1} \neq 0 \text{ (parameter signifikan)}$$

Statistik uji :

$$t_{hitung} = \frac{b_{1,1}}{se(b_{1,1})} = \frac{-5.172909}{2.562049} = -2.019051$$

Kriteria pengujian :

Kriteria pengujian memenuhi karena $|t_{hitung}| > |t_{tabel}|$ dengan tingkat signifikansi 5% dan $t_{tabel} = t_{2,5\%;146} = 1.976$ maka tolak hipotesa nol yang berarti parameter $b_{1,1}$ telah signifikan.

2. Hipotesa :

$$H_0 : b_{1,2} = 0 \text{ (parameter tidak signifikan)}$$

$$H_1 : b_{1,2} \neq 0 \text{ (parameter signifikan)}$$

Statistik uji :

$$t_{hitung} = \frac{b_{1,2}}{se(b_{1,2})} = \frac{5.642281}{2.621650} = 2.152187$$

Kriteria pengujian :

Kriteria pengujian memenuhi karena $|t_{hitung}| > |t_{tabel}|$ dengan tingkat signifikansi 5% dan $t_{tabel} = t_{2,5\%;146} = 1.976$ maka tolak hipotesa nol yang berarti parameter $b_{1,2}$ telah signifikan.

3. Hipotesa :

$$H_0 : b_{1,3} = 0 \text{ (parameter tidak signifikan)}$$

$$H_1 : b_{1,3} \neq 0 \text{ (parameter signifikan)}$$

Statistik uji :

$$t_{hitung} = \frac{b_{1,3}}{se(b_{1,3})} = \frac{1.197326}{0.083344} = 14.36612$$

Kriteria pengujian :

Kriteria pengujian memenuhi karena $|t_{hitung}| > |t_{tabel}|$ dengan tingkat signifikansi 5% dan $t_{tabel} = t_{2,5\%;146} = 1.976$ maka tolak hipotesa nol yang berarti parameter $b_{1,3}$ telah signifikan.

4. Hipotesa :

$H_0 : b_{1,4} = 0$ (parameter tidak signifikan)

$H_1 : b_{1,4} \neq 0$ (parameter signifikan)

Statistik uji :

$$t_{hitung} = \frac{b_{1,4}}{se(b_{1,4})} = \frac{-0.235854}{0.081612} = -2.889927$$

Kriteria pengujian :

Kriteria pengujian memenuhi karena $|t_{hitung}| > |t_{tabel}|$ dengan tingkat signifikansi 5% dan $t_{tabel} = t_{2,5\%;146} = 1.976$ maka tolak hipotesa nol yang berarti parameter $b_{1,4}$ telah signifikan.

5. Hipotesa :

$H_0 : b_{2,1} = 0$ (parameter tidak signifikan)

$H_1 : b_{2,1} \neq 0$ (parameter signifikan)

Statistik uji :

$$t_{hitung} = \frac{b_{2,1}}{se(b_{2,1})} = \frac{-5.172909}{2.562049} = -2.019051$$

Kriteria pengujian :

Kriteria pengujian memenuhi karena $|t_{hitung}| > |t_{tabel}|$ dengan tingkat signifikansi 5% dan $t_{tabel} = t_{2,5\%;146} = 1.976$ maka tolak hipotesa nol yang berarti parameter $b_{2,1}$ telah signifikan.

6. Hipotesa :

$H_0 : b_{2,2} = 0$ (parameter tidak signifikan)

$H_1 : b_{2,2} \neq 0$ (parameter signifikan)

Statistik uji :

$$t_{hitung} = \frac{b_{2,2}}{se(b_{2,2})} = \frac{5.642281}{2.621650} = 2.152187$$

Kriteria pengujian :

Kriteria pengujian memenuhi karena $|t_{hitung}| > |t_{tabel}|$ dengan tingkat signifikansi 5% dan $t_{tabel} = t_{2,5\%;146} = 1.976$ maka tolak hipotesa nol yang berarti parameter $b_{2,2}$ telah signifikan.

7. Hipotesa :

$H_0 : b_{2,3} = 0$ (parameter tidak signifikan)

$H_1 : b_{2,3} \neq 0$ (parameter signifikan)

Statistik uji :

$$t_{hitung} = \frac{b_{2,3}}{se(b_{2,3})} = \frac{-0.007214}{0.002503} = -2.881964$$

Kriteria pengujian :

Kriteria pengujian memenuhi karena $|t_{hitung}| > |t_{tabel}|$ dengan tingkat signifikansi 5% dan $t_{tabel} = t_{2,5\%;146} = 1.976$ maka tolak hipotesa nol yang berarti parameter $b_{2,3}$ telah signifikan.

8. Hipotesa :

$H_0 : b_{2,4} = 0$ (parameter tidak signifikan)

$H_1 : b_{2,4} \neq 0$ (parameter signifikan)

Statistik uji :

$$t_{hitung} = \frac{b_{2,4}}{se(b_{2,4})} = \frac{0.007030}{0.002451} = 2.868075$$

Kriteria pengujian :

Kriteria pengujian memenuhi karena $|t_{hitung}| > |t_{tabel}|$ dengan tingkat signifikansi 5% dan $t_{tabel} = t_{2,5\%;146} = 1.976$ maka tolak hipotesa nol yang berarti parameter $b_{2,4}$ telah signifikan.

BIODATA PENULIS



Durrotun Nuzula Fi Shoumi lahir di Trenggalek, 28 Januari 1996. Penulis pernah menempuh pendidikan di SDN 1 Sumbergedong (2002-2008), MTsN Model Trenggalek (2008-2011), serta SMAN 1 Trenggalek (2011-2014). Penulis yang merupakan anak

kedua dari empat bersaudara ini diterima di Departemen Matematika pada 2014 melalui jalur SNMPTN (Seleksi Nasional Masuk Perguruan Tinggi Negeri). Selama menempuh pendidikan S1 Matematika ITS, penulis mengambil bidang peminatan Matematika terapan yaitu Riset Operasi dan Pengolahan Data (ROPD). Selama menjadi mahasiswa, penulis aktif dalam beberapa organisasi mahasiswa, diantaranya HIMATIKA ITS (Himpunan Mahasiswa Matematika ITS) sebagai staff kominfo di tahun pertama dan Secretary and Tresurer of External Affair Department di tahun kedua, VSNMC (Victory Sepuluh Nopember Marching Corps) sebagai kepala departemen eksternal 2016-2017, PSM ITS (Paduan Suara Mahasiswa ITS) sebagai anggota *choir*. Selain itu penulis juga melaksanakan kerja praktek di Bank Indonesia di Jakarta Pusat pada tahun 2017. Pada awal tahun 2018 hingga saat ini penulis aktif menjadi *volunteer* di Data Science Indonesia region Jawa Timur.

Adapun informasi lebih lanjut mengenai Tugas Akhir ini dapat ditanyakan ke penulis melalui email durrotun.n.f@gmail.com.