

**PENDUGAAN PARAMETER
TWO THRESHOLD VECTOR ERROR CORRECTION MODEL
PADA HUBUNGAN SUKU BUNGA DAN INFLASI DI INDONESIA
PERIODE TAHUN 2003-2009**

SKRIPSI

Sebagai salah satu syarat untuk memperoleh gelar
sarjana sains dalam bidang statistika

oleh:

**ERICA FERA JUWITA
0810953036-95**



**PROGRAM STUDI STATISTIKA
JURUSAN MATEMATIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
UNIVERSITAS BRAWIJAYA
MALANG
2012**

LEMBAR PENGESAHAN SKRIPSI

PENDUGAAN PARAMETER
TWO THRESHOLD VECTOR ERROR CORRECTION MODEL
PADA HUBUNGAN SUKU BUNGA DAN INFLASI DI INDONESIA
PERIODE TAHUN 2003-2009

oleh:
ERICA FERA JUWITA
0810953036-95

Setelah dipertahankan di depan Majelis Penguji
pada tanggal 16 April 2012
dan dinyatakan memenuhi syarat untuk memperoleh gelar
Sarjana Sains dalam bidang Statistika

Pembimbing I

Pembimbing II

Dr. Rahma Fitriani, S.Si.,M.Sc
NIP. 19760328 199903 2 001

Dr.Ir. Solimun, MS
NIP. 19611215 198703 1 002

Mengetahui,
Ketua Jurusan Matematika
Fakultas MIPA Universitas Brawijaya

Dr. Abdul Rouf Alghofari, MSc
NIP. 19670907 199203 1 001

LEMBAR PERNYATAAN

Saya yang bertanda tangan di bawah ini:

Nama : Erica Fera Juwita

NIM : 0810953036-95

Jurusan : Matematika

Penulisan Skripsi berjudul : **PENDUGAAN PARAMETER
TWO THRESHOLD VECTOR ERROR CORRECTION MODEL
PADA HUBUNGAN SUKU BUNGA DAN INFLASI DI
INDONESIA PERIODE TAHUN 2003-2009**

Dengan ini menyatakan bahwa:

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

Demikian pernyataan ini dibuat dengan segala kesadaran.

Malang, 16 April 2012
Yang menyatakan

(Erica Fera Juwita)
NIM. 0810953036-95

**PENDUGAAN PARAMETER
TWO THRESHOLD VECTOR ERROR CORRECTION MODEL
PADA HUBUNGAN SUKU BUNGA DAN INFLASI
DI INDONESIA PERIODE TAHUN 2003-2009**

ABSTRAK

Pada penelitian sebelumnya diketahui bahwa suku bunga dan inflasi mempunyai hubungan kointegrasi, dan dalam hubungan kointegrasi itu terdapat sebuah nilai *threshold* yang menunjukkan batas maksimum suatu peubah, sehingga peubah tersebut dapat mempengaruhi peubah yang lainnya. Tujuan penelitian ini adalah mengetahui apakah terdapat dua *threshold* atau ambang batas yang dapat menggambarkan batas maksimum dan minimum dalam hubungan suku bunga dan inflasi di Indonesia. Untuk itu model analisis yang digunakan untuk menggambarkan hubungan suku bunga dan inflasi di Indonesia adalah *Two Threshold Vector Error Correction Model*. Penelitian ini menunjukkan keberadaan dua *threshold* dalam hubungan suku bunga dan inflasi signifikan. Diperoleh nilai *threshold* pertama dan kedua berturut-turut sebesar 0.1 dan 0.4 yang menggambarkan besaran inflasi pada titik keseimbangan minimum dan maksimum. Adanya dua *threshold* dalam model hubungan kointegrasi suku bunga dan inflasi akan membagi model menjadi tiga regime, di mana koefisien setiap regime menunjukkan seberapa besar ketidakseimbangan itu dikoreksi untuk kembali mencapai keseimbangan. Dengan demikian, koefisien pada setiap regime menunjukkan bahwa untuk mencapai keseimbangan inflasi terhadap suku bunga (*BI Rate*) dibutuhkan waktu yang cukup lama.

Kata Kunci: inflasi, suku bunga (*BI Rate*), kointegrasi, *two threshold*, TVECM

PARAMETER ESTIMATION OF TWO THRESHOLD VECTOR ERROR CORRECTION MODEL RELATIONSHIP ON THE INTEREST RATE AND INFLATION IN INDONESIA PERIOD 2003-2009

ABSTRACT

Previous studies indicated that interest rates and inflation are cointegrated. The cointegration has a threshold value which indicates the upper limit of a variable, in which below the limit this variable to the other variables. The objective of this study is to test the existence of two thresholds which define the upper and lower limits for the interest rates and inflation in Indonesia. It use the Two Threshold Vector Error Correction Model to model the relationship between interest rate and inflation in Indonesia. The results indicates that the two thresholds in the interest rates inflation relationship are significant. The first and second threshold value are 0.1 and 0.4 respectively. They represent the inflation rate at the minimum and maximum equilibrium respectively. The two threshold split the model into three regimes, in which the coefficients in each regime shows how much the disequilibrium is corrected to re-achieve the equilibrium. Hence, the coefficients in each regime indicates that to achieve the equilibrium of inflation due to the change of interest rate takes significant amount of time.

Keywords: inflation, interest rate (BI Rate), cointegration, two threshold, TVECM

KATA PENGANTAR

Puji syukur kehadiran Allah SWT atas berkah, rahmat dan hidayah-Nya sehingga penulisan Skripsi ini dapat terselesaikan dengan baik. Skripsi yang berjudul *Pendugaan Parameter Two Threshold Vector Error Correction Model* Pada Hubungan Suku Bunga dan Inflasi di Indonesia Periode Tahun 2003-2009 ini merupakan salah satu prasyarat kelulusan di Program Studi Statistika, Fakultas MIPA, Universitas Brawijaya.

Dalam penyusunan skripsi ini, penulis telah banyak dibantu oleh beberapa pihak. Oleh karena itu dalam kesempatan ini penulis ingin menyampaikan terima kasih kepada :

1. Ibu Dr. Rahma Fitriani, S.Si, M.Sc. selaku Dosen Pembimbing I atas segala masukan, nasehat dan bimbingan selama proses penyelesaian Tugas Akhir.
2. Bapak Dr. Ir. Solimun, MS selaku Dosen Pembimbing II atas segala masukan, nasehat dan bimbingan selama proses penyelesaian Tugas Akhir.
3. Ibu Eni Sumarminingsih S.Si.,M.M. selaku Dosen Penguji atas saran dan masukan yang telah diberikan.
4. Bapak Dr. Abdul Rouf Alghofari, MSc. selaku Ketua Jurusan Matematika Fakultas MIPA Universitas Brawijaya Malang.
5. Ibu dan Bapak tercinta atas doa dan dukungan baik moril maupun materiil.
6. Saudara-saudara Statistika angkatan 2008 dan keluarga ST 12 atas semangat, informasi dan persahabatan yang terbina.
7. Reba A. Pratama atas doa, dukungan, dan bantuannya selama ini.
8. Seluruh staf pengajaran Matematika atas bantuan dan kerjasamanya.
9. Semua pihak yang telah membantu hingga selesainya skripsi ini.

Penulis menyadari keterbatasan dalam penulisan skripsi ini. Oleh karena itu saran ataupun kritik yang membangun akan sangat berguna bagi penulis untuk mengembangkan kemampuan menulis ilmiah. Skripsi ini semoga dapat bermanfaat bagi para pembaca.

Malang, April 2012

Penulis

DAFTAR ISI

	Halaman
HALAMAN JUDUL	i
HALAMAN PENGESAHAN	ii
HALAMAN PERNYATAAN	iii
ABSTRAK	iv
ABSTRACT	v
KATA PENGANTAR	vi
DAFTAR ISI	vii
DAFTAR GAMBAR	ix
DAFTAR TABEL	x
DAFTAR LAMPIRAN	xi
BAB I PENDAHULUAN	
1.1 Latar Belakang	1
1.2 Rumusan Masalah	3
1.3 Batasan Masalah	3
1.4 Tujuan.....	4
1.5 Manfaat.....	4
BAB II TINJAUAN PUSTAKA	
2.1 Suku Bunga.....	6
2.2 Inflasi.....	7
2.3 Hubungan Suku Bunga dan Inflasi.....	8
2.4 Sistem Persamaan Simultan	10
2.5 <i>Vector Autoregressive</i> (VAR)	11
2.5.1 Uji akar-akar unit	12
2.5.2 Uji kausalitas Granger	13
2.5.3 Kointegrasi.....	15
2.6 <i>Error Correction Model</i> (ECM)	19
2.7 <i>Vector Error Correction Model</i> (VECM).....	20
2.7.1 Pendugaan parameter VECM	22
2.7.2 Penentuan panjang lag optimum	23
2.7.3 Pengujian kesesuaian VECM.....	24
2.8 <i>Threshold Vector Error Correction Model</i> (TVECM).....	25
2.8.1 Pendugaan parameter TVECM	26
2.8.2 Pengujian parameter TVECM.....	28

2.8.2 Uji asumsi kenormalan residual	29
--	----

BAB III METODE PENELITIAN

3.1 Sumber Data	31
3.2 Metode Analisis Data	31

BAB IV HASIL DAN PEMBAHASAN

4.1 Plot Data	35
4.2 Uji Akar-akar Unit	37
4.3 Uji Kausalitas Granger	38
4.4 Panjang Lag Optimum.....	39
4.5 Uji Kointegrasi.....	40
4.6 Pendugaan Parameter <i>Vector Error Correction Model</i> (VECM)	41
4.7 Pengujian Kesesuaian VECM.....	43
4.8 Pendugaan Parameter <i>Threshold Vector Error Correction</i> <i>Model</i> (TVECM)	44

BAB V KESIMPULAN DAN SARAN

5.1 Kesimpulan.....	49
5.2 Saran.....	49

DAFTAR PUSTAKA	51
LAMPIRAN	55

DAFTAR GAMBAR

	Halaman
Gambar 2.1 Struktur Hubungan Inflasi dan Suku Bunga.....	9
Gambar 3.1 Diagram Alir Metode Penelitian.....	34
Gambar 4.1 Plot Data Inflasi.....	35
Gambar 4.2 Plot Data Suku Bunga (BI Rate).....	35

UNIVERSITAS BRAWIJAYA



DAFTAR TABEL

	Halaman
Tabel 2.1 Nilai Kritis Uji Kolmogorov Smirnov	29
Tabel 4.1 Statistika ADF pada derajat integrasi nol ($I(0)$)	37
Tabel 4.2 Statistika ADF pada derajat integrasi nol ($I(1)$)	37
Tabel 4.3 Uji Kausalitas Granger.....	38
Tabel 4.4 Nilai AIC dan SC Model VAR (p)	39
Tabel 4.5 Hasil Uji Kointegrasi dengan <i>Trace Test</i>	40
Tabel 4.6 Hasil Uji Kointegrasi dengan <i>Maximum Eigen Value Test</i>	40
Tabel 4.7 Pendugaan Parameter VECM (1)	42
Tabel 4.8 Uji <i>Portmanteau Autocorrelation</i> VECM (1)	44
Tabel 4.9 Hasil Pendugaan Parameter TVECM.....	45



DAFTAR LAMPIRAN

	Halaman
Lampiran 1. Data	55
Lampiran 2. Plot Data	57
Lampiran 3. <i>Unit Root Test</i> dengan Uji ADF Pada Derajat Integrasi Nol.....	58
Lampiran 4. <i>Unit Root Test</i> dengan Uji ADF Pada Derajat Integrasi Satu	60
Lampiran 5. Uji Kausalitas Granger	62
Lampiran 6. Panjang Lag Optimum.....	63
Lampiran 7. Uji Kointegrasi.....	64
Lampiran 8. Pendugaan Parameter VECM	68
Lampiran 9. Uji Kelayakan VECM	70
Lampiran 10. Pendugaan Parameter TVECM	71
Lampiran 11. Asumsi Kenormalan Residual TVECM	75
Lampiran 12. Tabel Nilai Kritis Uji Kolmogorov-Smirnov	76
Lampiran 13. Tabel Nilai Kritis Distribusi Chi-Square	79
Lampiran 14. Tabel Nilai Kritis Distribusi F.....	82
Lampiran 15. Tabel Nilai Kritis Distribusi T	84

BAB I

PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang

Perkembangan manusia di suatu wilayah beserta aktifitasnya akan menghasilkan berbagai kebutuhan baik itu kebutuhan individu maupun kelompok. Pemenuhan kebutuhan tersebut dapat dicapai melalui serangkaian kegiatan ekonomi. Rangkaian kegiatan ekonomi itu dimulai dari kegiatan produksi, distribusi dan konsumsi. Banyaknya rangkaian kegiatan perekonomian akan membentuk suatu sistem ekonomi.

Pada skala yang lebih kompleks, baik jangka waktu maupun jumlah kebutuhan, kegiatan ekonomi di suatu wilayah akan terus berkembang dan tercermin dalam suatu pertumbuhan ekonomi. Menurut Sukirno (2006) pertumbuhan ekonomi didefinisikan sebagai perkembangan kegiatan dalam perekonomian yang menyebabkan barang dan jasa yang diproduksi dalam masyarakat bertambah. Dalam hal ini kegiatan ekonomi di suatu wilayah akan mengalami perubahan dari satu waktu ke waktu yang lain. Pertumbuhan ekonomi dari satu waktu ke waktu yang lain tidaklah selalu tetap. Perekonomian selalu mengalami fluktuasi yang dapat dilihat dari beberapa indikator diantaranya suku bunga, inflasi, jumlah uang beredar, produk domestik bruto, nilai tukar, dan pengangguran.

Bank Indonesia dalam kapasitasnya sebagai bank sentral mempunyai tujuan tunggal yaitu mencapai dan memelihara kestabilan nilai rupiah. Kestabilan nilai rupiah tersebut mengandung dua aspek, yaitu kestabilan nilai mata uang terhadap barang dan jasa, dan kestabilan nilai mata uang terhadap mata uang negara lain. Aspek pertama tercermin pada perkembangan laju inflasi, sedangkan aspek kedua tercermin pada perkembangan nilai tukar rupiah terhadap mata uang negara lain. Kestabilan inflasi merupakan prasyarat bagi pertumbuhan ekonomi yang berkesinambungan yang pada akhirnya memberikan manfaat bagi peningkatan kesejahteraan masyarakat. Dengan demikian untuk mencapai tujuan itu Bank Indonesia menetapkan suku bunga kebijakan BI *Rate* sebagai instrumen kebijakan utama untuk mempengaruhi aktifitas kegiatan perekonomian dengan tujuan akhir pencapaian inflasi.

Dalam mengkaji permasalahan ekonomi, memang terdapat banyak peubah yang saling mempengaruhi satu dengan yang lainnya. Tidak hanya hubungan searah yang dapat ditemukan, di mana satu peubah (eksogen) memberikan pengaruh pada peubah lain (endogen). Akan tetapi lebih sering terjadi ketika satu peubah dapat berfungsi sebagai peubah endogen dan eksogen pada saat yang sama. Hubungan ini ditemukan di dalam suatu sistem persamaan simultan. Salah satu sistem persamaan simultan dengan data deret waktu adalah model *Vector Autoregressive* (VAR) Sims (1980).

Terdapat beberapa kelebihan pada model VAR antara lain, dalam model VAR umumnya semua peubah dianggap endogen, dan metode yang digunakan dalam estimasi parameter model VAR adalah *Ordinary Least Square* (OLS) pada setiap persamaan secara terpisah, serta peramalan menggunakan model VAR pada beberapa hal lebih baik disbanding menggunakan model persamaan simultan yang lebih kompleks. Akan tetapi model VAR juga memiliki kelemahan, menurut Irawan (2003) pada model VAR seringkali terdapat beberapa hubungan kointegrasi antar peubah, sehingga model VAR yang terbentuk menjadi tidak representatif. Kointegrasi adalah kombinasi linier dari peubah-peubah yang tidak stasioner dan memiliki derajat integrasi yang sama. Menurut Widarjono (2007) *Vector Error Correction Model* (VECM) adalah suatu model yang digunakan sebagai solusi untuk mengatasi model yang mempunyai masalah non stasioneritas dan sifat kointegrasi pada peubah-peubah ekonomi.

Di dalam hubungan kointegrasi muncul dugaan adanya *threshold* (ambang batas) pada suatu hubungan peubah. Tong (1983) mengemukakan permasalahan adanya *threshold autoregressive* pada data *univariate*. Sedangkan Galbraith (1996) menggunakan *threshold model* dalam penelitiannya untuk menganalisis hubungan antara uang dan output di Amerika dan Canada. Dia menemukan bahwa uang memiliki pengaruh yang kuat terhadap output pada saat pertumbuhan uang di bawah nilai *threshold* tertentu. Dalam perkembangan selanjutnya teori *threshold* menarik perhatian Balke dan Fomby (1997) yang secara spesifik membahas tentang *threshold* kointegrasi. Pada penelitian tersebut bahasan tentang *threshold* kointegrasi masih menggunakan *two regime* atau *one threshold*. Penelitian serupa juga dilakukan oleh Khan dan Senhadji (2001)

mengenai *threshold* pada hubungan antara inflasi dan pertumbuhan ekonomi. Hasil penelitian tersebut menyatakan bahwa inflasi memiliki dampak yang negatif atau berbanding terbalik terhadap perekonomian ketika inflasi di atas nilai *threshold* tertentu.

Mankiw (2006) mengemukakan bahwa dalam teori kuantitas dinyatakan bahwa kenaikan suku bunga sebesar 1 persen akan meningkatkan inflasi sebesar 1 persen. Berdasarkan hal itu Purnomo (2011) melakukan penelitian untuk mengetahui hubungan suku bunga dan inflasi di Indonesia dengan pendekatan *Threshold Vector Error Correction Model* (TVECM) dengan *one threshold*. Dari hasil penelitiannya diketahui bahwa nilai suku bunga yang berada di atas nilai *threshold* akan memperlambat pertumbuhan ekonomi sehingga kestabilan inflasi tidak akan tercapai. Sementara itu, nilai suku bunga yang berada di bawah nilai *threshold* tidak mempengaruhi kestabilan tingkat inflasi, namun nilai suku bunga yang berada jauh di bawah *threshold* akan berdampak kurang baik juga terhadap kestabilan tingkat inflasi. Dengan demikian dalam penelitian ini akan dikembangkan pendekatan *Threshold Vector Error Correction Model* (TVECM) dengan *two threshold* untuk mengetahui hubungan antara suku bunga dan inflasi, dengan harapan adanya *two threshold* dapat mengetahui ambang batas maksimal dan minimal dari suatu peubah untuk dapat mempengaruhi peubah lainnya.

1.2 Rumusan Masalah

Berdasarkan uraian latar belakang di atas, maka rumusan masalah dalam penelitian ini adalah apakah nilai penduga parameter *Threshold Vector Error Correction Model* (TVECM) dalam hubungan suku bunga dan inflasi mempunyai *two threshold* yang nyata?

1.3 Batasan Masalah

Batasan masalah pada penelitian ini adalah menerapkan model TVECM dengan *two threshold* dalam menganalisis hubungan antara inflasi dan suku bunga. Data yang digunakan meliputi data inflasi dan suku bunga untuk periode Januari 2003 sampai dengan Desember 2009.

1.4 Tujuan

Berdasarkan rumusan masalah di atas, maka tujuan dalam penelitian ini dapat dirumuskan sebagai berikut :

1. Menduga parameter *Threshold Vector Error Correction Model* (TVECM) dengan *two threshold* pada analisis hubungan antara inflasi dan suku bunga di Indonesia.
2. Untuk menguji keberartian *two threshold* pada model *Threshold Vector Error Correction Model* (TVECM) dalam hubungan antara suku bunga dan inflasi.

1.5 Manfaat

Manfaat yang ingin dicapai dalam penelitian ini adalah :

1. Mengembangkan wawasan keilmuan dan pengetahuan tentang model *time series* khususnya *Threshold Vector Error Correction Model* (TVECM) dengan *two threshold*.
2. Memberikan masukan kepada pemerintah tentang suatu metode yang dapat digunakan untuk melihat hubungan tingkat inflasi dan suku bunga sehingga dapat dipergunakan sebagai dasar penentuan kebijakan yang berkaitan dengan inflasi dan suku bunga.

BAB II TINJAUAN PUSTAKA

Suku bunga dan inflasi mempunyai hubungan timbal balik, di mana kenaikan suku bunga yang menyebabkan bunga pinjaman bank semakin meningkat, akibatnya biaya produksi akan meningkat yang berimbas pada kenaikan harga jual produk. Begitu sebaliknya dengan kenaikan inflasi, akan mengakibatkan kenaikan suku bunga, karena investor akan meminta imbalan hasil minimum yang telah mampu mengganti besarnya inflasi. Suatu model yang dapat digunakan untuk mengkaji hubungan timbal balik dari suatu peubah, di mana dalam suatu persamaan peubah tersebut dapat berperan sebagai peubah endogen dan pada persamaan lain juga dapat berperan sebagai peubah eksogen disebut sebagai sistem persamaan simultan. Oleh karena data dari peubah suku bunga dan inflasi adalah nilai dari pengamatan yang diukur selama kurun waktu tertentu dengan interval sama, yang dikenal sebagai data deret waktu, maka sistem persamaan simultan yang digunakan perlu mengakomodasi faktor temporal. Salah satu sistem persamaan simultan dengan data deret waktu adalah model *Vector Autoregressive* (VAR).

Model *Vector Autoregressive* (VAR) merupakan salah satu persamaan simultan dengan data deret waktu, untuk itu dilakukan pengujian stasioneritas terlebih dahulu terhadap peubah-peubah deret waktu tersebut. Selanjutnya untuk mengetahui bagaimana arah hubungan antara peubah tersebut dibutuhkan suatu pengujian. Uji kausalitas Granger adalah suatu pengujian yang digunakan untuk mengetahui apakah antara peubah mempunyai hubungan satu arah atau dua arah (timbal balik) yang didasarkan pada pengaruh masa lalu dari peubah tersebut terhadap kondisi saat ini.

Apabila setelah dilakukan pengujian kestasioneritas, peubah-peubah deret waktu tersebut tidak stasioner, maka diindikasikan terdapat hubungan kointegrasi. Oleh karena itu perlu dilakukan pengujian kointegrasi terhadap hubungan peubah-peubah yang diamati. Jika terdapat hubungan kointegrasi antar peubah, maka model VAR tidak bisa digunakan untuk menggambarkan hubungan peubah tersebut. *Vector Error Correction Model* (VECM) merupakan solusi untuk mengatasi suatu model yang memiliki masalah non stasioner dan terdapat hubungan kointegrasi antar

peubah. Kemudian penelitian yang dilakukan oleh Balkey dan Fomby (1997) memunculkan suatu konsep baru dalam menganalisis hubungan antar peubah yaitu adanya dugaan suatu *threshold* dalam kointegrasi.

Pada bab ini akan dijelaskan tentang suku bunga, inflasi, serta hubungan suku bunga dan inflasi yang dapat dilihat pada sub bab 2.1, 2.2, dan 2.3. Selanjutnya, model yang dapat menjelaskan hubungan timbal balik dari suatu hubungan adalah model sistem persamaan simultan yang dijelaskan pada sub bab 2.4. Karena data dari peubah suku bunga dan inflasi adalah data deret waktu, maka salah satu sistem persamaan simultan dengan data deret waktu yang digunakan adalah model *Vector Autoregressive* (VAR) yang dijelaskan pada sub bab 2.5. Langkah awal dalam menganalisis data deret waktu adalah melakukan pengujian stasioneritas terhadap peubah-peubah yang diamati dengan melakukan pengujian akar-akar unit (*unit root test*) yang dijelaskan pada sub-sub bab 2.5.1. Dalam analisis *Vector Autoregressive* (VAR) umumnya semua peubah diperlakukan sama yaitu dianggap sebagai peubah endogen, maka dilakukan pengujian untuk mengetahui apakah antara peubah mempunyai hubungan satu arah atau dua arah yaitu menggunakan uji kausalitas Granger yang dijelaskan pada sub-sub bab 2.5.2. Apabila setelah dilakukan uji stasioneritas diketahui bahwa ada peubah yang tidak stasioner, maka diindikasikan terdapat hubungan kointegrasi antar peubah, untuk itu perlu dilakukan uji kointegrasi seperti yang dijelaskan pada sub-sub bab 2.5.3. Jika terdapat kointegrasi dalam hubungan suatu peubah maka model VAR tidak dapat menggambarkan hubungan peubah tersebut, sehingga spesifikasi model dapat mengarah pada *Error Correction Model* (ECM) untuk menjelaskan hubungan dalam satu persamaan dan *Vector Error Correction Model* (VECM) untuk menjelaskan hubungan dalam serangkaian persamaan, yang dijelaskan pada sub bab 2.6 dan 2.7. Kemudian untuk menggambarkan model kointegrasi yang memiliki *threshold* maka dijelaskan dalam model TVECM pada sub bab 2.8.

2.1 Suku Bunga

Menurut Karl dan Fair (2001), suku bunga adalah pembayaran bunga tahunan dari suatu pinjaman, dalam bentuk

persentase dari pinjaman yang diperoleh dari jumlah bunga yang diterima tiap tahun dibagi dengan jumlah pinjaman.

Dalam mekanisme ekonomi, suku bunga mempunyai fungsi sebagai berikut, (Sunariyah, 2004):

- a. Sebagai daya tarik bagi para penabung yang mempunyai dana lebih untuk diinvestasikan.
- b. Suku bunga dapat digunakan sebagai alat moneter dalam rangka mengendalikan penawaran dan permintaan uang yang beredar dalam suatu perekonomian.
- c. Suku bunga dapat digunakan untuk mengontrol jumlah uang beredar. Pemerintah dapat mengatur sirkulasi uang dalam suatu perekonomian.

Suku bunga itu sendiri ditentukan oleh dua kekuatan, yaitu : penawaran tabungan dan permintaan investasi modal (terutama dari sektor bisnis). Tabungan adalah selisih antara pendapatan dan konsumsi. Bunga pada dasarnya berperan sebagai pendorong utama agar masyarakat bersedia menabung. Jumlah tabungan akan ditentukan oleh tinggi rendahnya tingkat bunga. Semakin tinggi suku bunga, akan semakin tinggi pula minat masyarakat untuk menabung, dan sebaliknya. Tinggi rendahnya penawaran dana investasi ditentukan oleh tinggi rendahnya suku bunga tabungan masyarakat.

Lipsey *et al.* (1997) membedakan suku bunga menjadi dua, yaitu suku bunga nominal dan suku bunga riil.

- a. Suku bunga nominal adalah rasio antara jumlah uang yang dibayarkan kembali dengan jumlah uang yang dipinjam.
- b. Suku bunga riil lebih menekankan pada rasio daya beli uang yang dibayarkan kembali terhadap daya beli uang yang dipinjam. Suku bunga riil adalah selisih antara suku bunga nominal dengan laju inflasi.

2.2 Inflasi

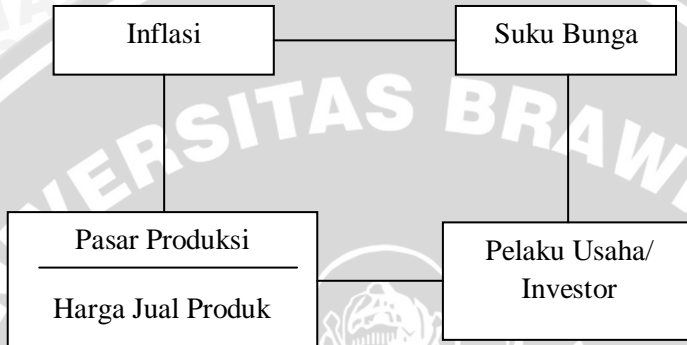
Menurut Bodie dan Marcus (2001) inflasi merupakan suatu nilai di mana tingkat harga barang dan jasa secara umum mengalami kenaikan. Inflasi adalah salah satu peristiwa moneter yang menunjukkan suatu kecenderungan akan naiknya harga-harga barang secara umum, yang berarti terjadinya penurunan nilai uang. Inflasi dibedakan berdasarkan fluktuasinya sebagai berikut (Anonimous, 2011):

1. Inflasi *volatile food* adalah inflasi kelompok komoditas bahan makanan yang perkembangan harganya sangat bergejolak karena faktor-faktor tertentu. Sebagai contoh, inflasi yang terjadi pada beberapa komoditas bahan makanan seperti beras, cabai, dan beberapa jenis sayuran lainnya seringkali berfluktuasi secara tajam karena dipengaruhi oleh kondisi kecukupan pasokan komoditas yang bersangkutan (faktor musim panen, gangguan distribusi, bencana lama, dan hama).
2. Inflasi *administered price* adalah inflasi kelompok komoditas yang perkembangan harganya diatur oleh pemerintah. Sebagai contoh, perubahan harga yang terjadi pada BBM, tarif listrik, telepon, angkutan dalam kota, dan air minum selama ini dipengaruhi oleh pemerintah atau instansi pemerintah. Perkembangan harga rokok pun mengikuti perubahan harga jual eceran rokok yang ditetapkan oleh pemerintah.
3. Inflasi *core* atau inflasi inti adalah inflasi komoditas yang perkembangan harganya dipengaruhi oleh perkembangan ekonomi secara umum (faktor-faktor fundamental seperti ekspektasi inflasi, nilai tukar, dan keseimbangan permintaan dan penawaran agregat) yang akan berdampak pada perubahan harga-harga secara umum dan lebih bersifat permanen/menetap. Tingkat inflasi inilah yang menjadi acuan Bank Indonesia dalam menetapkan kebijakan moneter. Dari inflasi inti, Bank Indonesia akan mengetahui kecenderungan inflasi yang bersifat jangka menengah dan jangka panjang.

2.3 Hubungan Suku Bunga dan Inflasi

Menurut beberapa pengamat ekonomi (Dornbusch, 1989; Bodie, 2001; Dernburg, 1981), Inflasi dan suku bunga mempunyai hubungan timbal balik. Inflasi yang meningkat akan mengakibatkan meningkatnya suku bunga, hal ini dilakukan untuk menekan peningkatan inflasi tersebut. Ketika suku bunga meningkat maka pelaku usaha atau investor yang belum meminjam dana di bank akan menurun akibat bunga pinjaman kredit bank meningkat, sedangkan pelaku usaha atau investor yang sudah meminjam dana di bank harus meningkatkan biaya produksinya, agar dapat menutupi besarnya pinjaman tersebut yang berdampak pada peningkatan harga jual produk. Selanjutnya saat harga barang-barang secara umum

cenderung mengalami peningkatan, maka terjadi penurunan nilai mata uang, kondisi seperti ini dinamakan inflasi. Dengan demikian, hubungan suku bunga dan inflasi dapat digambarkan pada Gambar 2.1.



Gambar 2.1 Struktur Hubungan Inflasi dan Suku Bunga

Menurut Mankiw (2006) para ekonom menyebutkan tingkat bunga nominal adalah tingkat bunga yang dibayarkan oleh bank dan tingkat bunga riil adalah kenaikan daya beli masyarakat. Jika i menyatakan tingkat bunga nominal, r menyatakan tingkat bunga riil, dan π menyatakan tingkat inflasi, maka hubungan ketiga peubah tersebut dapat dituliskan dalam sebuah persamaan, sebagai berikut:

$$r = i - \pi \quad (2.1)$$

Jadi tingkat bunga riil adalah perbedaan antara tingkat bunga nominal dan tingkat inflasi. Untuk menggambarkan tingkat bunga nominal, maka persamaan (2.1) dapat ditulis sebagai berikut:

$$i = r + \pi \quad (2.2)$$

Persamaan (2.2) dinamakan persamaan Fisher. Persamaan tersebut menunjukkan bahwa tingkat bunga dapat berubah karena dua alasan, pertama tingkat bunga riil berubah dan yang kedua tingkat inflasi berubah.

Teori kuantitas dan persamaan Fisher sama-sama menyatakan bagaimana pertumbuhan uang mempengaruhi tingkat

bunga nominal. Menurut teori kuantitas kenaikan dalam tingkat pertumbuhan uang sebesar 1 persen menyebabkan kenaikan 1 persen dalam tingkat inflasi. Sedangkan menurut persamaan Fisher, kenaikan 1 persen dalam tingkat inflasi sebaliknya menyebabkan kenaikan 1 persen dalam tingkat bunga nominal. Jadi hubungan antara inflasi dan tingkat suku bunga nominal disebut efek Fisher.

Di Indonesia, kebijakan suku bunga untuk mekanisme pasar diatur oleh Bank Indonesia, sehingga dapat dikatakan bahwa hubungan inflasi dan suku bunga di Indonesia tidak terlepas dari kebijakan standar suku bunga yang ditetapkan oleh Bank Indonesia.

2.4 Sistem Persamaan Simultan

Menurut Gujarati (2003) sistem persamaan simultan adalah suatu himpunan persamaan di mana peubah endogen dalam satu atau lebih persamaan juga merupakan peubah eksogen dalam beberapa persamaan yang lain. Pada sistem persamaan simultan, peubah-peubah dikelompokkan menjadi dua yaitu peubah endogen dan peubah *predetermined*. Peubah endogen adalah peubah yang nilainya akan ditentukan di dalam model dan peubah yang dipengaruhi oleh peubah lain. Peubah *predetermined* dibagi dalam dua kategori yaitu peubah eksogen dan peubah lag endogen, di mana semua nilai dari peubah *predetermined* ditentukan di luar model dan peubah tersebut hanya bersifat mempengaruhi peubah lain. Salah satu hal yang paling menonjol dari sistem persamaan simultan adalah peubah endogen yang sudah muncul dalam suatu persamaan dapat muncul dalam persamaan lain sebagai peubah eksogen. Oleh karena itu tidak seperti persamaan tunggal, dalam model persamaan simultan parameter dari satu persamaan dari satu persamaan tunggal tidak mungkin ditaksir tanpa memperhitungkan informasi yang diberikan oleh persamaan lain dalam sistem. Sebuah model dikatakan terdiri dari suatu sistem persamaan simultan jika model tersebut mempunyai beberapa persamaan yang menunjukkan adanya hubungan antara peubah endogen dengan peubah eksogen di mana sekurangnya satu persamaan mempunyai satu atau lebih peubah endogen (Lains, 2006). Pada saat peubah endogen berperan sebagai peubah eksogen pada persamaan lain akan berkorelasi dengan residual.

2.5 Vector Autoregressive (VAR)

Vector Autoregressive (VAR) adalah suatu sistem persamaan linier dari nilai masa lampau peubah itu sendiri serta nilai lag dari peubah lain dalam sistem (Rosadi, 2011). Pada dasarnya analisis VAR bisa dipadankan dengan suatu model persamaan simultan, oleh karena dalam analisis VAR mempertimbangkan beberapa peubah endogen secara bersama-sama dalam suatu model. Perbedaan antara model persamaan simultan biasa dengan VAR adalah dalam analisis VAR masing-masing peubah selain diterangkan oleh nilainya di masa lampau, juga dipengaruhi oleh nilai masa lampau dari semua peubah endogen lainnya dalam model yang diamati. Di samping itu, menurut Sims (1972) dalam analisis VAR umumnya semua peubah di dalam model dianggap endogen, tanpa adanya eksogen.

Model *Vector Autoregressive* (VAR) sebenarnya merupakan gabungan dari beberapa model *Autoregressive*(AR), di mana model-model ini membentuk sebuah vektor yang antara peubah-peubahnya saling mempengaruhi (Sims, 1972). Model VAR(1) adalah model *Vector Autoregressive* berordo 1, artinya peubah bebas dari model tersebut hanyalah satu nilai lag dari peubah tak bebasnya. Model VAR(1) yang dibangkitkan dari model AR(1) dengan 2 peubah adalah:

$$\mathbf{z}_t = \boldsymbol{\alpha}_0 + \boldsymbol{\Phi}_1 \mathbf{z}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (2.3)$$

dengan

$$\mathbf{z}_t = \begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} \quad \boldsymbol{\alpha}_0 = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \end{bmatrix}$$
$$\boldsymbol{\Phi}_1 = \begin{bmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} \\ \phi_{21} & \phi_{22} \end{bmatrix} \quad \boldsymbol{\varepsilon}_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{xt} \\ \varepsilon_{yt} \end{bmatrix}$$

Model *Vector Autoregressive* ordo p atau VAR(p) yang dibangkitkan dari model AR(p) dengan dua peubah adalah :

$$\mathbf{z}_t = \boldsymbol{\alpha}_0 + \sum_{n=1}^p \boldsymbol{\Phi}_1 \mathbf{z}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (2.4)$$

dengan

z_t : vektor z pada waktu t

z_{t-1} : vektor z pada waktu t-1

α_0 : vektor intersep

Φ_n : besarnya nilai parameter z ke n, matriks koefisien yang berukuran k x k dengan n = 1,2,3, . . . p

ϵ_t : nilai residual pada saat t

Kelebihan dari model VAR antara lain, dalam model VAR tidak perlu membedakan mana peubah endogen dan mana peubah eksogen. Metode yang digunakan dalam estimasi parameter model VAR adalah metode *Ordinary Least Square* (OLS) pada setiap persamaan secara terpisah, dan peramalan menggunakan model VAR pada beberapa hal lebih baik dibanding menggunakan model persamaan simultan yang lebih kompleks. Akan tetapi dari kelebihan model VAR tersebut, model VAR tetap memiliki kelemahan, yaitu semua peubah dalam model VAR harus stasioner, dan membutuhkan data atau pengamatan yang lebih banyak apabila terdapat banyak peubah (Gujarati, 2003; Greene,1997).

2.5.1 Uji akar-akar unit

Menurut Makridakis *et al.* (1999), data stasioner adalah data di mana nilai-nilai autokorelasi turun sampai nilai nol sesudah *time-lag* kedua dan ketiga. Data secara kasarnya horizontal sepanjang sumbu waktu. Dengan kata lain, fluktuasi tetap konstan setiap waktu. Sedangkan untuk data yang tidak stasioner, nilai-nilai autokorelasinya berbeda nyata dari nol untuk beberapa periode waktu.

Dickey dan Fuller (1979) memperkenalkan suatu uji kestasioneran menggunakan statistik uji *Augmented Dickey Fuller* (ADF). Menurut Hanke *et al.* (2003), apabila data tidak stasioner, maka dapat dikonversikan menjadi deret stasioner melalui pembedaan, yaitu deret asli diganti dengan deret selisih. Jumlah pembedaan yang dilakukan untuk mencapai stasioner dinotasikan sebagai d.

Jika persamaan AR (1) sebagai berikut :

$$z_t = \phi z_{t-1} + e_t \quad (2.5)$$

pembedaan pertama (d=1) adalah sebagai berikut :

$$\nabla z_t = z_t - z_{t-1} \quad (2.6)$$

Maka pembeda pertama (d=1) pada model AR(1) adalah sebagai berikut :

$$\begin{aligned} \nabla z_t &= \phi z_{t-1} + z_{t-1} + e_t \\ \nabla z_t &= (\phi - 1)z_{t-1} + e_t \\ \nabla z_t &= \phi^* z_{t-1} + e_t \end{aligned} \quad (2.7)$$

di mana $e_t \sim NID(0, \sigma^2)$

Dari persamaan (2.7), dapat ditulis hipotesis, sebagai berikut :

$H_0 : \phi^* = 0$ atau data tidak stasioner

$H_1 : \phi^* < 0$ atau data stasioner

dengan statistik uji:

$$\tau = \frac{\hat{\phi}^*}{SE(\hat{\phi}^*)} \quad (2.8)$$

di mana, $SE(\hat{\phi}^*) = \frac{\sigma(\hat{\phi}^*)}{\sqrt{n}}$

z_t : pengamatan pada periode waktu ke-t,

z_{t-1} : pengamatan pada periode waktu ke-(t-1),

∇z_t : data hasil pembedaan pertama pada periode waktu ke-t,

ϕ^* : nilai parameter *Augmented Dickey Fuller*

$SE(\hat{\phi}^*)$: standar residual $\hat{\phi}^*$

e_t : residual

$\sigma(\hat{\phi}^*)$: standar deviasi $\hat{\phi}^*$

n : banyaknya pengamatan

$\tau \sim \tau_{(\alpha, n)}$ berdasarkan tabel *Augmented Dickey Fuller* dengan kriteria uji :

1. Jika $\tau > \tau_{(\alpha, n)}$, maka H_0 diterima yang berarti deret tidak stasioner.
2. Jika $\tau \leq \tau_{(\alpha, n)}$, maka H_0 ditolak yang berarti deret stasioner.

Proses pembedaan dilakukan sampai data hasil pembedaan menunjukkan kondisi stasioner dan autokorelasi sampel menghilang agak cepat (menurun secara eksponensial).

2.5.2 Uji kausalitas Granger

Menurut Nachrowi (2006), uji kausalitas Granger digunakan untuk mengetahui apakah suatu peubah mempunyai hubungan dua arah atau hanya satu arah saja. Akan tetapi pada uji kausalitas Granger yang dilihat adalah pengaruh masa lalu terhadap kondisi

sekarang, sehingga data yang digunakan adalah data deret waktu. Peubah X_t menyebabkan peubah Y_t apabila nilai-nilai masa lalu peubah X_t menyebabkan nilai perkiraan peubah Y_t menjadi lebih baik, dibandingkan tidak menyertakan nilai masa lalu peubah X_t (Engle dan Granger, 1969). Enders (2004) menerangkan, uji kausalitas Granger hanya menunjukkan akibat dari nilai masa lalu peubah X_t dapat berakibat pada nilai sekarang dan nilai ramalan dari peubah Y_t .

Secara matematis, untuk melihat apakah peubah X_t menyebabkan peubah Y_t atau sebaliknya peubah Y_t menyebabkan peubah X_t , dalam uji kausalitas Granger melibatkan model sebagai berikut:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1} + \dots + \alpha_l y_{t-l} + \beta_1 x_{t-1} + \dots + \beta_l x_{t-l} \quad (2.9)$$

$$X_t = \lambda_0 + \lambda_1 y_{t-1} + \dots + \lambda_l y_{t-l} + \delta_1 x_{t-1} + \dots + \delta_l x_{t-l} \quad (2.10)$$

di mana :

α_i : Koefisien regresi dari peubah Y_t pada pengujian X_t sebagai peubah bebas dan Y_t sebagai peubah terikat.

β_i : Koefisien regresi untuk peubah X_t pada pengujian X_t sebagai peubah bebas dan Y_t sebagai terikat.

λ_i : Koefisien regresi dari peubah Y_t pada pengujian Y_t sebagai peubah bebas dan X_t sebagai peubah terikat.

δ_i : Koefisien regresi dari peubah X_t pada pengujian Y_t sebagai peubah bebas dan X_t sebagai peubah terikat.

Oleh karena itu, hipotesis yang digunakan di dalam uji kausalitas Granger untuk menguji X_t sebagai peubah bebas dan Y_t sebagai peubah terikat atau X_t *Granger Cause* Y_t adalah sebagai berikut:

$$H_0 : \beta_1 = \dots = \beta_l = 0$$

$$H_1 : \text{Paling sedikit terdapat satu } \beta \neq 0$$

Selanjutnya, hipotesis yang digunakan untuk menguji Y_t sebagai peubah bebas dan X_t sebagai peubah terikat atau Y_t *Granger Cause* X_t adalah sebagai berikut:

$$H_0 : \delta_1 = \dots = \delta_l = 0$$

$$H_1 : \text{Paling sedikit terdapat satu } \delta \neq 0$$

Kemudian pengujian hipotesis tersebut digunakan uji F dengan rumus sebagai berikut:

$$F = \left(\frac{N-k}{q} \right) \left(\frac{RSS_R - RSS_{UR}}{RSS_{UR}} \right) \quad (2.11)$$

di mana :

N = banyaknya pengamatan

k = banyaknya parameter model penuh

q = banyaknya parameter model terbatas

Dilakukan analisis regresi antar peubah Y_t dan semua nilai lag peubah Y_t tanpa menggunakan lag X_t untuk mendapatkan jumlah kuadrat residual model reduksi (RSS_R). Kemudian dilakukan analisis regresi kembali antar peubah Y_t dan semua nilai lag peubah Y_t dengan melibatkan lag X_t dalam model untuk mendapatkan jumlah kuadrat residual model penuh (RSS_{UR}).

Selanjutnya nilai statistik F dibandingkan dengan nilai kritis F, dengan kriteria uji:

1. Jika $F \leq F_{(q, N-k)}$, maka H_0 diterima yang berarti peubah X_t tidak mempengaruhi peubah Y_t atau peubah Y_t tidak mempengaruhi peubah X_t .
2. Jika $F > F_{(q, N-k)}$, maka H_0 ditolak yang berarti peubah X_t mempengaruhi peubah Y_t atau peubah Y_t mempengaruhi peubah X_t .

Hal lain yang perlu diperhatikan dari pengujian diatas bahwa apabila RSS model penuh sama atau mendekati RSS model terbatas, maka dapat dikatakan bahwa penambahan peubah X_t dalam model penuh tidak mempunyai arti untuk memperkecil residual, atau dengan kata lain peubah X_t tidak mempunyai pengaruh terhadap peubah Y_t , atau peubah X_t tidak mampu menjelaskan peubah Y_t secara signifikan.

2.5.3 Kointegrasi

Kointegrasi merupakan kombinasi linier dari peubah-peubah yang tidak stasioner menjadi deret waktu yang stasioner dan memiliki ordo integrasi yang sama (Nachrowi, 2006 ; Gujarati, 2003). Konsep kointegrasi pertama kali dikembangkan oleh Engle dan Granger (Enders, 2004). Jika suatu deret waktu bisa dibentuk mendekati bentuk pola deret waktu yang stasioner setelah mengalami pembedaan sebanyak d kali, maka deret waktu tersebut dikatakan terintegrasi dengan ordo d, atau I(d). Kointegrasi bertujuan untuk

mengetahui hubungan keseimbangan dalam jangka panjang antara peubah-peubah yang diamati.

Menurut Engle dan Granger (1987) pengujian kointegrasi baru dapat dilakukan jika ordo integrasi peubah-peubah yang ingin diuji lebih besar dari nol atau setelah dilakukan pembedaan terhadap deret waktu dari peubah yang tidak stasioner. Kointegrasi dapat didefinisikan sebagai komponen dari vektor $X_t = (X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{Mt})$ yang terkointegrasi pada ordo (d, b) , jika :

1. Komponen dari X_t terintegrasi pada ordo d .
2. Terdapat vektor $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_M)$ dari kombinasi linier $\beta X_t = \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_M X_{Mt}$ dengan derajat integrasi pada ordo (d, b) di mana $b > 0$. Dan vektor β disebut sebagai vektor kointegrasi.

Jika data deret waktu telah dilakukan pembedaan sebanyak d kali hingga tercapai stasioneritas maka data deret waktu tersebut dikatakan telah diintegrasikan dengan derajat d yang kemudian dinotasikan dengan $I(d)$. Uji kointegrasi berarti menentukan ranking kointegrasi (r). Jika $r = M$ maka semua peubah berkointegrasi. Jika $r=0$ artinya tidak ada satupun ranking kointegrasi. Jika $0 < r < M$, maka terdapat r ranking kointegrasi. Penentuan banyaknya ranking kointegrasi timbul di dalam β (Harris dan Sollis, 2003). Terdapat dua uji yang digunakan untuk menentukan banyaknya ranking kointegrasi (r), yaitu :

a. Uji penelusuran (*trace test*)

Uji penelusuran ini merupakan suatu *likelihood ratio test* yang digunakan untuk mengetahui jumlah ranking kointegrasi (r). Hipotesis nol menyatakan bahwa terdapat ranking kointegrasi (r), sebagai berikut:

$$H_0 : r = q_i \quad q_i = 0, 1, 2, \dots, M - 1$$

$$H_1 : r = q_i + 1$$

dengan statistik uji :

$$\lambda_{trace} = -T \sum_{i=r+1}^M \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (2.12)$$

di mana :

$\hat{\lambda}_i$: pendugaan nilai eigen yang diperoleh dari pendugaan terhadap matriks Π

T : banyaknya pengamatan

M : banyaknya peubah endogen

$\lambda_{trace} \sim \lambda_{trace((M-r),q)}$ berdasarkan tabel nilai kritis uji ranking kointegrasi dengan kriteria uji:

1. Jika nilai $\lambda_{trace} > \lambda_{trace((M-r),q)}$, maka tolak H_0 yang berarti terdapat ranking kointegrasi.
2. Jika $\lambda_{trace} < \lambda_{trace((M-r),q)}$, maka terima H_0 yang berarti tidak terdapat ranking kointegrasi.

(Hariis dan Sollis, 2003).

b. Uji nilai eigen maksimal (*maximum eigen value test*)

Menurut Johansen dan Juselius (1990), ada kecenderungan bahwa *trace test* hampir selalu menerima adanya kointegrasi, untuk itu kriteria penerimaan kointegrasi juga akan dilihat berdasarkan hasil *maximum eigen value test*. Jika terdapat M peubah endogen, maka dapat dibentuk hipotesis sebagai berikut:

$$H_0 : r = q_i \quad q_i = 0,1,2,\dots, M - 1$$

$$H_1 : r = q_i + 1$$

dengan statistik uji :

$$\lambda_{max} = -T \ln | \mathbf{I} - \hat{\lambda}_{r+1} | \quad (2.13)$$

di mana:

$\hat{\lambda}_i$: pendugaan nilai eigen yang diperoleh dari pendugaan terhadap matriks Π

T : banyaknya pengamatan

$\lambda_{max} \sim \lambda_{max((M-r),q)}$ berdasarkan tabel nilai kritis uji ranking kointegrasi, dengan kriteria uji:

1. Jika nilai $\lambda_{max} > \lambda_{max((M-r),q)}$, maka tolak H_0 yang berarti terdapat ranking kointegrasi.
2. Jika $\lambda_{max} < \lambda_{max((M-r),q)}$, maka terima H_0 yang berarti tidak terdapat ranking kointegrasi.

(Hariis dan Sollis, 2003)

Dengan menguraikan matriks kointegrasi (Π) pada VECM maka dapat diperoleh nilai $\hat{\lambda}_i$. Matriks kointegrasi (Π) dapat di faktorisasi sehingga $\Pi = \mathbf{A}\beta'$, di mana A merupakan matriks keseimbangan jangka pendek dan β adalah matriks koefisien jangka panjang yang mengandung vektor kointegrasi. Apabila terdapat M peubah endogen, maka Π dapat dinyatakan sebagai berikut:

$$\Pi = \mathbf{A}\beta' \quad (2.14)$$

di mana :

$$\Pi = \begin{bmatrix} \Pi_{11} & \Pi_{12} & \dots & \Pi_{1M} \\ \Pi_{21} & \Pi_{22} & \dots & \Pi_{2M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \Pi_{M1} & \Pi_{M2} & \dots & \Pi_{MM} \end{bmatrix}$$

$$A = \begin{bmatrix} A_{11} & A_{12} & \dots & A_{1M} \\ A_{21} & A_{22} & \dots & A_{2M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ A_{M1} & A_{M2} & \dots & A_{MM} \end{bmatrix} \quad \beta = \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \dots & \beta_{1M} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \dots & \beta_{2M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta_{M1} & \beta_{M2} & \dots & \beta_{MM} \end{bmatrix}$$

Kemudian untuk mendapatkan nilai duga dari matriks A dan β dapat dilakukan dengan cara meregresikan Δz_t dan z_{t-1} dengan $\Delta z_{t-1}, \Delta z_{t-2}, \dots, \Gamma_{p-1} \Delta z_{t-p+1}$, yang secara matematis dapat ditulis sebagai berikut :

$$\Delta z_t = K_1 \Delta z_{t-1} + K_2 \Delta z_{t-2} + \dots + K_{p-1} \Delta z_{t-p+1} + r_{0t} \quad (2.15)$$

$$z_t = L_1 \Delta z_{t-1} + L_2 \Delta z_{t-2} + \dots + L_{p-1} \Delta z_{t-p+1} + r_{kt} \quad (2.16)$$

di mana :

K_1 : Matriks koefisien Δz_{t-1} dari regresi antara Δz_t dengan $\Delta z_{t-1}, \Delta z_{t-2}, \dots, \Gamma_{p-1} \Delta z_{t-p+1}$

L_1 : Matriks koefisien Δz_{t-1} dari regresi antara z_t dengan $\Delta z_{t-1}, \Delta z_{t-2}, \dots, \Gamma_{p-1} \Delta z_{t-p+1}$

r_{0t} : Vektor residual dari regresi antara Δz_t dengan $\Delta z_{t-1}, \Delta z_{t-2}, \dots, \Gamma_{p-1} \Delta z_{t-p+1}$

r_{kt} : Vektor residual dari regresi antara z_t dengan $\Delta z_{t-1}, \Delta z_{t-2}, \dots, \Gamma_{p-1} \Delta z_{t-p+1}$

kemudian vektor residual r_{0t} dan r_{kt} digunakan untuk membentuk matriks residual, sebagai berikut :

$$S_{ij} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T r_{it} r_{jt}' \quad (2.17)$$

dengan $i, j = 0, \dots, k$

Selanjutnya matriks β dapat diduga dengan menyelesaikan masalah nilai eigen berikut ini:

$$|\lambda S_{kk} - S_{k0} S_{00}^{-1} S_{0k}| = 0 \quad (2.18)$$

Dengan solusi tersebut akan menghasilkan nilai eigen $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_M$ yang akan digunakan dalam uji kointegrasi. Nilai eigen yang di peroleh kemudian disusun dalam bentuk vector

$\hat{V} = [\hat{v}_1, \hat{v}_2, \dots, \hat{v}_M]$. Jika terdapat r vektor kointegrasi, maka β merupakan vektor kointegrasi yang dapat di duga dengan :

$$\hat{\beta} = [\hat{v}_1, \hat{v}_2, \dots, \hat{v}_r] \quad (2.19)$$

Sedangkan penduga dari A adalah :

$$\hat{A} = S_{0k} \hat{\beta} \quad (2.20)$$

2.6 Error Correction Model (ECM)

Error Correction Mechanism (ECM) adalah teknik untuk mengoreksi ketidakseimbangan jangka pendek menuju pada keseimbangan jangka panjang, di mana model ini diperkenalkan pertama kali oleh Sargan dan dipopulerkan oleh Engle dan Granger (Nachrowi, 2006). *Error Correction Mechanism* (ECM) mengasumsikan adanya keseimbangan dalam jangka panjang antara peubah-peubah ekonomi. Dalam jangka pendek, jika terdapat suatu periode yang mengalami ketidakseimbangan, maka pada periode berikutnya dalam rentang waktu tertentu akan dilakukan proses koreksi kesalahan sehingga kembali pada posisi keseimbangan. Proses koreksi kesalahan ini dapat diartikan sebagai penyalaras perilaku jangka pendek yang berpotensi terjadi ketidakseimbangan ke arah jangka panjang yang dapat merepresentasikan kondisi keseimbangan (Hardianto, 2008). ECM dapat mengatasi masalah data yang tidak stasioner dengan metode koreksi kesalahan (*error correction*). Tujuan dari metode tersebut adalah membuat galat yang dihasilkan stasioner. Berikut ini adalah bentuk umum dari ECM :

$$\Delta y_t = C + \beta_1 \Delta x_t + \beta_2 x_{t-1} + \beta_3 ECT \quad (2.21)$$

di mana:

Δy_t : Perbedaan pertama peubah terikat pada waktu ke- t

Δx_t : Perbedaan pertama peubah bebas pada waktu ke- t

$$\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$$

$$\Delta x_t = x_t - x_{t-1}$$

x_{t-1} : peubah bebas dengan lag ke-1

C : intersep jangka pendek

β_1 : *slope* jangka pendek

β_2 : koefisien x_{t-1}

β_3 : koefisien ECT (*Error Correction Term*)

Jika derajat pembedaan setiap peubah tersebut sama, maka spesifikasi model dapat mengarah pada *Error Correction Mechanism* (ECM) untuk satu persamaan, dan *Vector Error Correction Model* (VECM) untuk serangkaian persamaan.

2.7 Vector Error Correction Model

Vector Autoregressive (VAR) merupakan salah satu bentuk khusus dari sistem persamaan simultan. Model VAR dapat diterapkan apabila semua peubah yang digunakan telah stasioner, akan tetapi jika ada beberapa peubah di dalam vektor Z_t tidak stasioner maka model *Vector Error Correction Model* (VECM) yang akan digunakan dengan syarat terdapat satu atau lebih hubungan kointegrasi antar peubah (Gujarati, 2004). *Vector Error Correction Model* (VECM) adalah VAR terbatas yang dirancang untuk digunakan pada data non-stasioner yang diketahui memiliki hubungan kointegrasi (Enders, 2004).

Berikut adalah bentuk VECM untuk pembeda pertama dengan panjang lag (p-1) :

$$\Delta z_t = c + \Pi z_{t-1} + \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \Gamma_2 \Delta z_{t-2} + \dots + \Gamma_p \Delta z_{t-p} + a_t \quad (2.22)$$

dengan :

$$\Delta z_t = \begin{bmatrix} \Delta z_{1t} \\ \Delta z_{2t} \\ \vdots \\ \vdots \\ \Delta z_{Mt} \end{bmatrix}, z_{t-1} = \begin{bmatrix} z_{1,t-1} \\ z_{2,t-1} \\ \vdots \\ \vdots \\ z_{M,t-1} \end{bmatrix}, \Delta z_{t-1} = \begin{bmatrix} \Delta z_{1,t-1} \\ \Delta z_{2,t-1} \\ \vdots \\ \vdots \\ \Delta z_{M,t-1} \end{bmatrix}$$

$$\Pi = \begin{bmatrix} \Pi_{11} & \Pi_{12} & \dots & \Pi_{1M} \\ \Pi_{21} & \Pi_{22} & \dots & \Pi_{2M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \Pi_{M1} & \Pi_{M2} & \dots & \Pi_{MM} \end{bmatrix}; \Gamma_1 = \begin{bmatrix} \Gamma_{11,i} & \Gamma_{12,i} & \dots & \Gamma_{1M,i} \\ \Gamma_{21,i} & \Gamma_{22,i} & \dots & \Gamma_{2M,i} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \Gamma_{M1,i} & \Gamma_{M2,i} & \dots & \Gamma_{MM,i} \end{bmatrix}$$

di mana :

z_{t-1} : Vektor peubah endogen dengan lag ke-1

Δz_t : Vektor pembeda pertama peubah endogen

Δz_{t-1} : Vektor pembeda pertama peubah endogen dengan lag ke-i

a_t : Vektor residual

c : Vektor intersep

- Π : Matriks koefisien kointegrasi dengan elemen $\Pi_{jk} \neq 0$
 Γ_i : Matriks koefisien pembeda pertama peubah endogen dengan lag ke-j
 Π_{jk} : Koefisien kointegrasi persamaan ke-j peubah endogen ke-k.
 Γ_{jk} : koefisien persamaan ke-j pembeda pertama peubah endogen ke-k dengan lag ke-1.
 i : 1,2,...,p
 j,k : 1,2,...,M
 t : 1,2,...,T
 p : Panjang lag
 M : Banyaknya peubah endogen
 T : Banyaknya pengamatan

Menurut Harris dan Sollis (2003) Model VEC dapat mengetahui lebih banyak peubah dalam menganalisis fenomena ekonomi baik jangka pendek maupun jangka panjang, sebagai usaha untuk mengatasi permasalahan data deret waktu yang tidak stasioner dan terjadi *spurious regression* (regresi lacung) dalam analisis ekonometrika.

Apabila terdapat dua peubah endogen z_{1t} dan z_{2t} dengan model VEC (1) dapat ditulis sebagai berikut:

$$\Delta z_t = c + \Pi z_{t-1} + \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + a_t \quad (2.23)$$

dengan :

$$\Delta z_t = \begin{bmatrix} \Delta z_{1t} \\ \Delta z_{2t} \end{bmatrix}, z_{t-1} = \begin{bmatrix} z_{1,t-1} \\ z_{2,t-1} \end{bmatrix}, \Delta z_{t-1} = \begin{bmatrix} \Delta z_{1,t-1} \\ \Delta z_{2,t-1} \end{bmatrix}$$

$$\Pi = \begin{bmatrix} \Pi_{11} & \Pi_{12} \\ \Pi_{21} & \Pi_{22} \end{bmatrix}; \Gamma_i = \begin{bmatrix} \Gamma_{11,i} & \Gamma_{12,i} \\ \Gamma_{21,i} & \Gamma_{22,i} \end{bmatrix}$$

di mana:

- z_{t-1} : Vektor peubah endogen dengan lag ke-1
 Δz_t : Vektor pembeda pertama peubah endogen
 Δz_{t-1} : Vektor pembeda pertama peubah endogen dengan lag ke-i
 a_t : Vektor residual
 c : Vektor intersep
 Π : Matriks koefisien kointegrasi
 Γ_i : Matriks koefisien pembeda pertama peubah endogen dengan lag ke-j
 Π_{jk} : Koefisien kointegrasi persamaan ke-j peubah endogen ke-k.

Γ_{jk} : Koefisien persamaan ke-j pembeda pertama peubah endogen ke-k dengan lag ke-1.

i : 1,2,...,p

j,k : 1,2,...,M

t : 1,2,...,T

p : Panjang lag

M : Banyaknya peubah endogen

T : Banyaknya pengamatan

Persamaan (2.23) dapat ditulis dalam bentuk :

$$\begin{bmatrix} \Delta z_{1t} \\ \Delta z_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} c_1 \\ c_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Pi_{11} & \Pi_{12} \\ \Pi_{21} & \Pi_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} z_{1,t-1} \\ z_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Gamma_{11,i} & \Gamma_{12,i} \\ \Gamma_{21,i} & \Gamma_{22,i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta z_{1,t-1} \\ \Delta z_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{1t} \\ a_{2t} \end{bmatrix}$$

Atau dapat diuraikan, sebagai berikut :

$$\begin{aligned} \Delta z_{1t} &= c_1 + \Pi_{11}z_{1,t-1} + \Pi_{12}z_{2,t-1} + \Delta + \Gamma_{11,1}z_{1,t-1} + \Gamma_{12,1}z_{2,t-1} + a_{1t} \\ \Delta z_{2t} &= c_2 + \Pi_{21}z_{1,t-1} + \Pi_{22}z_{2,t-1} + \Delta + \Gamma_{21,1}z_{1,t-1} + \Gamma_{22,1}z_{2,t-1} + a_{2t} \end{aligned} \quad (2.24)$$

Jika $\Delta z_{kt} = z_{kt} - z_{k,t-1}$ maka persamaan (2.24) dapat ditulis seperti:

$$z_{1t} - z_{1,t-1} = c_1 + \Pi_{11}z_{1,t-1} + \Pi_{12}z_{2,t-1} + \Delta + \Gamma_{11,1}(z_{1,t-1} - z_{1,t-2}) + \Gamma_{12,1}(z_{2,t-1} - z_{2,t-2}) + a_{1t}$$

$$z_{1t} = c_1 + (\Pi_{11} + \Gamma_{11,1} - 1)z_{1,t-1} + (\Pi_{12} + \Gamma_{12,1})z_{2,t-1} - \Gamma_{11,1}z_{1,t-2} - \Gamma_{12,1}z_{2,t-2} + a_{1t}$$

dan

$$z - z_{2,t-1} = c_2 + \Pi_{21}z_{1,t-1} + \Pi_{22}z_{2,t-1} + \Delta + \Gamma_{21,1}(z_{1,t-1} - z_{1,t-2}) + \Gamma_{22,1}(z_{2,t-1} - z_{2,t-2}) + a_{2t}$$

$$z_{2t} = c_2 + (\Pi_{21} + \Gamma_{21,1})z_{1,t-1} + (\Pi_{22} + \Gamma_{22,1} - 1)z_{2,t-1} - \Gamma_{21,1}z_{1,t-2} - \Gamma_{22,1}z_{2,t-2} + a_{2t} \quad (2.25)$$

2.7.1 Pendugaan parameter VECM

Untuk menduga parameter model VEC yaitu Γ_i , digunakan sistem persamaan SUR (*Seemingly Unrelated Regression*). Secara umum model sistem persamaan SUR, dapat dituliskan sebagai berikut:

$$Y_{1t} = \beta_{01} + \beta_{11}X_{1t,1} + \dots + \beta_{k_1,1}X_{k_1t,1} + e_{1t}$$

$$Y_{2t} = \beta_{02} + \beta_{12}X_{1t,2} + \dots + \beta_{k_2,2}X_{k_2t,2} + e_{2t}$$

.

.

.

$$Y_{Mt} = \beta_{0M} + \beta_{1M}X_{1t,M} + \dots + \beta_{k_M,M}X_{k_Mt,M} + e_{Mt} \quad (2.26)$$

Menurut Judge (1988) sistem persamaan SUR adalah sistem persamaan yang terdiri dari beberapa sistem persamaan regresi di mana tidak terdapat korelasi residual antar pengamatan dalam satu persamaan, tetapi terdapat korelasi residual antar persamaan di

dalamnya. Dengan kata lain, karakteristik SUR adalah model tersebut terdiri dari beberapa sistem yang tidak berhubungan dari persamaan. Tidak berhubungan disini berarti peubah-peubah bebas atau terikatnya ditampilkan hanya dalam sebuah sistem. Persamaan dalam sistem persamaan ini pada awalnya tidak terlihat berkorelasi, tetapi persamaan-persamaan tersebut saling berhubungan melalui korelasi antar residual. Dengan demikian dari persamaan (2.23), penduga dari Γ_i dapat dituliskan sebagai berikut :

$$\hat{\Gamma}_i = (\mathbf{Z}_{t-i}'\Omega^{-1}\mathbf{Z}_{t-i})^{-1}(\mathbf{Z}_{t-i}'\Omega^{-1}\mathbf{z}_t) \quad (2.27)$$

dengan

$$\mathbf{Z}_{t-i} = \begin{bmatrix} Z_{11,t-i} & Z_{12,t-i} & \dots & Z_{1M,t-i} \\ Z_{21,t-i} & Z_{22,t-i} & \dots & Z_{2M,t-i} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ Z_{T1,t-i} & Z_{T2,t-i} & \dots & Z_{TM,t-i} \end{bmatrix}; \mathbf{z}_t = \begin{bmatrix} Z_{1t} \\ Z_{2t} \\ \vdots \\ Z_{Mt} \end{bmatrix}$$

$$\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_{11|T} & \sigma_{12|T} & \dots & \sigma_{1M|T} \\ \sigma_{21|T} & \sigma_{22|T} & \dots & \sigma_{2M|T} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{M1|T} & \sigma_{M2|T} & \dots & \sigma_{MM|T} \end{bmatrix};$$

Maka ,

$$\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \dots & \sigma_{1M} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & \dots & \sigma_{2M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{M1} & \sigma_{M2} & \dots & \sigma_{MM} \end{bmatrix} \otimes |T = \Sigma \otimes |T \quad (2.28)$$

di mana $|T$ adalah matriks identitas berukuran $(T \times T)$. Ω merupakan matriks korelasi residual berukuran $(M \times M)$ dan Σ merupakan matriks yang berukuran $(M \times M)$ dengan σ_{ij} adalah ragam residual dari masing-masing persamaan untuk $i=j$ dan σ_{ij} adalah peragam residual antar persamaan untuk $i \neq j$.

2.7.2 Penentuan panjang lag optimum

Penentuan panjang lag optimum merupakan salah satu hal penting yang perlu dilakukan dalam pembentukan model VECM. Menurut Enders (2004) hal ini dikarenakan suatu peubah juga dipengaruhi oleh peubah itu sendiri, selain dipengaruhi oleh peubah lain. Secara umum terdapat beberapa kriteria yang dapat digunakan

untuk menentukan panjang lag yang optimal, antara lain AIC (*Akaike Information Criterion*), SIC (*Schwarz Information Criterion*), dan FPE (*Final Predictor Residual*) yang diperoleh dari pendugaan model VAR dengan panjang lag optimal p . Panjang lag optimal pada VECM adalah $(p-1)$. Dalam penelitian ini penentuan panjang lag model VEC menggunakan kriteria AIC dan SIC yang diperoleh dari pendugaan model VAR, sebagai berikut:

$$AIC = T \text{Ln}|\Omega| + 2(n^2p + n) \quad (2.29)$$

$$SIC = T \text{Ln}|\Omega| + \text{Ln} T(n^2p + n) \quad (2.30)$$

di mana :

$|\Omega|$: determinan dari matriks varians kovarians residual

n : Banyaknya peubah tidak bebas

T : Banyaknya observasi

p : Panjang lag dari VAR

Panjang lag yang optimum untuk model VEC adalah yang memiliki nilai AIC dan SIC terkecil.

2.7.3 Pengujian kesesuaian VECM

Pengujian kesesuaian model perlu dilakukan setelah melakukan pendugaan parameter. Tujuannya untuk menguji apakah asumsi *white noise* (e_t) telah terpenuhi, yaitu residual tidak berkorelasi dengan nilai tengah nol dan ragam konstan. Diharapkan model yang diperoleh tersebut tidak terdapat autokorelasi antar residual. Pengujian kesesuaian model secara simultan dapat dilakukan dengan uji *Portmanteu Autocorrelation*.

Hipotesis:

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_h = 0 \quad (\text{model sesuai})$$

$$H_1 : \text{minimal ada salah satu } \rho_i \neq 0 \quad (\text{model tidak sesuai})$$

Statistik uji yang digunakan adalah:

$$Q_\rho = T \sum_{i=1}^p \text{tr}(c_i' \Omega^{-1} c_i \Omega^{-1}) \quad (2.31)$$

dengan

$$c_i = \frac{1}{T} \sum_{t=i+1}^T a_t a_{t-i}' \quad (2.32)$$

$$\Omega = \frac{1}{T} \sum_{t=i+1}^T a_t a_t' \quad (2.33)$$

di mana:

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

ρ_i : koefisien autokorelasi pada lag ke- i

a_t : Vektor residual

T : Banyaknya pengamatan
 M : Banyaknya peubah endogen
 h : Lag maksimum
 ρ : Lag ordo VECM
 C_i : Matriks autokorelasi residual
 Ω : Matriks korelasi residual

Menurut Bruggeman (2004), $Q_\rho \sim \chi^2$ dengan derajat bebas $M^2(h-\rho)$. Apabila nilai Q_ρ lebih kecil dari nilai kritis $\chi^2_{(M^2(h-\rho))}$ maka hipotesis nol akan diterima, atau apabila nilai p -value yang diperoleh dari uji statistic Q_ρ lebih besar dari nilai α yang sudah ditentukan sebelumnya maka H_0 diterima. Dengan demikian apabila H_0 diterima maka dapat diambil kesimpulan bahwa tidak ada autokorelasi dalam residual sampai lag ke- h , begitu sebaliknya.

2.8 Threshold Vector Error Correction Model (TVECM)

Threshold cointegration diperkenalkan oleh Balke dan Fomby (1997), yaitu menggabungkan sifat non-linier dalam data dan kointegrasi dengan memungkinkan penyesuaian non-linier jangka panjang. Keberadaan *threshold* dalam kointegrasi diartikan sebagai batas dalam keseimbangan antara hubungan suatu peubah.

Dimulai dengan melakukan uji untuk mengetahui sebuah *threshold* di mana hipotesis nol adalah linieritas. Model dasar VECM menurut Hansen-Seo (2002). Misalnya $z_t = (z_{1t} z_{2t})^T$, maka model kointegrasi linier adalah sebagai berikut :

$$\Delta z_t = c + \Pi z_{t-1} + \Gamma_1 \Delta z_{t-1} + \Gamma_2 \Delta z_{t-2} + \dots + \Gamma_p \Delta z_{t-p} + a_t \quad (2.34)$$

Atau dapat ditulis dalam bentuk sebagai berikut :

$$\Delta z_t = c + A' [w_{t-1}(\beta)] + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + a_t \quad (2.35)$$

di mana $w_{t-1}(\beta) = \beta' z_{t-1}$ adalah residual dari hubungan kesetimbangan dari peubah tersebut yang mewakili peubah *threshold*, dan $\beta' = (1, -\beta)$, β adalah vektor kointegrasi. a_t diasumsikan pada vektor deret pembeda martingle dengan kovarian matriks terbatas $\Sigma = E(a_t a_t')$. Keberadaan *threshold* dalam model membentuk persamaan linier (2.21) menjadi sebagai berikut :

$$\Delta z_t = \begin{cases} c_1 + A'_1 [w_{t-1}(\beta)] + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + a_{1t}, & \text{jika } w_{t-1}(\beta) \leq \gamma \\ c_2 + A'_2 [w_{t-1}(\beta)] + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta z_{t-i} + a_{2t}, & \text{jika } w_{t-1}(\beta) > \gamma \end{cases} \quad (2.36)$$

di mana \mathbf{A}_1 dan \mathbf{A}_2 adalah matriks koefisien dalam kedua regime, apabila $\mathbf{A}_1 = \mathbf{A}_2$, maka tidak ada *threshold*. Dan γ adalah parameter *threshold* (Hansen-Seo, 2002).

Dalam beberapa kasus, tidak hanya terdapat satu *threshold*, melainkan dapat ditemukan nilai *threshold* yang lainnya. Apabila terdapat dua *threshold* maka persamaan (2.36) dapat dikembangkan menjadi persamaan sebagai berikut :

$$z_t = \begin{cases} \mathbf{c}_1 + \mathbf{A}'_1 [w_{t-1}(\beta)] + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta \mathbf{z}_{t-1} + \mathbf{a}_{1t}, & \text{jika } -\infty < w_{t-1}(\beta) < \gamma_1 \\ \mathbf{c}_2 + \mathbf{A}'_2 [w_{t-1}(\beta)] + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta \mathbf{z}_{t-1} + \mathbf{a}_{2t}, & \text{jika } \gamma_1 \leq w_{t-1}(\beta) \leq \gamma_2 \\ \mathbf{c}_3 + \mathbf{A}'_3 [w_{t-1}(\beta)] + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta \mathbf{z}_{t-1} + \mathbf{a}_{3t}, & \text{jika } \gamma_2 < w_{t-1}(\beta) < +\infty \end{cases} \quad (2.37)$$

2.8.1 Pendugaan parameter TVECM

Pendugaan parameter dua *threshold* pada prinsipnya sama dengan menduga parameter satu *threshold*. Pendugaan parameter menggunakan fungsi maksimum likelihood, dengan asumsi bahwa residual a_t adalah iid normal ($a_t \sim N(0, \Sigma)$). Pendugaan parameter $(A_1, A_2, \Sigma, \beta, \gamma)$ untuk satu *threshold* dari model TVECM menggunakan fungsi maksimum likelihood, sebagai berikut :

$$\ln(A_1, A_2, \Sigma, \beta, \gamma) = -np \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \log |\Sigma| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^n a_t(A_1, A_2, \beta, \gamma) \Sigma^{-1} a_t(A_1, A_2, \beta, \gamma) \quad (2.38)$$

di mana :

$$a_t(A_1, A_2, \beta, \gamma) = \Delta Z_t - \hat{A}_1' Z_{t-1}(\beta) d_{1t}(\beta, \gamma) - \hat{A}_2' Z_{t-1}(\beta) d_{2t}(\beta, \gamma) \quad (2.39)$$

Fungsi maksimum likelihood dari $(\hat{A}_1, \hat{A}_2, \hat{\Sigma}, \hat{\beta}, \hat{\gamma})$ adalah nilai yang memaksimalkan $\ln(A_1, A_2, \Sigma, \beta, \gamma)$ dengan melakukan turunan tingkat pertama terhadap parameter yang akan diestimasi.

$$\hat{A}_1(\beta, \gamma) = \left(\sum_{t=1}^n Z_{t-1}(\beta) Z_{t-1}(\beta)' d_{1t}(\beta, \gamma) \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^n Z_{t-1}(\beta) \Delta Z_t d_{1t}(\beta, \gamma) \right)$$

$$\hat{A}_2(\beta, \gamma) = \left(\sum_{t=1}^n Z_{t-1}(\beta) Z_{t-1}(\beta)' d_{2t}(\beta, \gamma) \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^n Z_{t-1}(\beta) \Delta Z_t d_{2t}(\beta, \gamma) \right) \quad (2.40)$$

$$\hat{\alpha}_t(\beta, \gamma) = \Delta Z_t - \hat{A}_1(\beta, \gamma)' \Delta Z_{t-1}(\beta) d_{1t}(\beta, \gamma) - \hat{A}_2(\beta, \gamma)' \Delta Z_{t-1}(\beta) d_{2t}(\beta, \gamma) \quad (2.41)$$

dan

$$\hat{\Sigma}(\beta, \gamma) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \hat{\alpha}_t(\beta, \gamma) \hat{\alpha}_t(\beta, \gamma)' \quad (2.42)$$

Nilai *threshold* diberi batasan agar persentase minimum pengamatan terletak pada masing-masing regime. Enders (2004) menyatakan bahwa batas yang digunakan untuk data yang berpotensi mejadi *threshold* umumnya sebesar 70% dari data dengan mengabaikan 15% batas atas dan 15% batas bawah dari nilai maksimum dan minimum data. Dalam menentukan hal ini, disyaratkan $\gamma_1, \gamma_2 \in [\gamma_l, \gamma_u]$ di mana γ_l dan γ_u diidentifikasi sebelumnya dan mengharuskan $p(\gamma_1 < w_{t-1} \leq \gamma_2) \geq \pi_0$, di mana $\pi_0 > 0$ adalah parameter trimming. Dan untuk aplikasi empiris, ditentukan $\pi_0 = 0.15$ (Hansen-Seo, 2000). Membentuk sebuah grid pada $[\gamma_l, \gamma_u]$ di dasarkan pada $\hat{\beta}$ estimasi linier.

Untuk setiap nilai $(\beta, \gamma_1, \gamma_2)$, parameter A_1, A_2, A_3 di duga dengan:

$$\begin{aligned} \hat{A}_1(\beta, \gamma_1, \gamma_2) &= \left(\sum_{t=1}^n Z_{t-1}(\beta) Z_{t-1}(\beta)' d_{1t}(\beta, \gamma_1, \gamma_2) \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^n Z_{t-1}(\beta) \Delta Z_t d_{1t}(\beta, \gamma_1, \gamma_2) \right) \\ \hat{A}_2(\beta, \gamma_1, \gamma_2) &= \left(\sum_{t=1}^n Z_{t-1}(\beta) Z_{t-1}(\beta)' d_{2t}(\beta, \gamma_1, \gamma_2) \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^n Z_{t-1}(\beta) \Delta Z_t d_{2t}(\beta, \gamma_1, \gamma_2) \right) \\ \hat{A}_3(\beta, \gamma_1, \gamma_2) &= \left(\sum_{t=1}^n Z_{t-1}(\beta) Z_{t-1}(\beta)' d_{3t}(\beta, \gamma_1, \gamma_2) \right)^{-1} \left(\sum_{t=1}^n Z_{t-1}(\beta) \Delta Z_t d_{3t}(\beta, \gamma_1, \gamma_2) \right) \end{aligned} \quad (2.43)$$

di mana

$$d_{1t}(\beta, \gamma_1, \gamma_2) = \begin{cases} 1(w_{t-1}(\beta) \leq \gamma_1), & \text{jika } \gamma_1 < \gamma_2 \\ 1(w_{t-1}(\beta) > \gamma_1), & \text{jika } \gamma_1 > \gamma_2 \end{cases}$$

$$d_{2t}(\beta, \gamma_1, \gamma_2) = \begin{cases} 1(w_{t-1}(\beta) \leq \gamma_2) - 1(w_{t-1}(\beta) \leq \gamma_1), & \text{jika } \gamma_1 < \gamma_2 \\ 1(w_{t-1}(\beta) \leq \gamma_1) - 1(w_{t-1}(\beta) \leq \gamma_2), & \text{jika } \gamma_1 > \gamma_2 \end{cases}$$

$$d_{3t}(\beta, \gamma_1, \gamma_2) = \begin{cases} 1(w_{t-1}(\beta) > \gamma_2), & \text{jika } \gamma_1 < \gamma_2 \\ 1(w_{t-1}(\beta) \leq \gamma_2), & \text{jika } \gamma_1 > \gamma_2 \end{cases}$$

Kemudian residualnya diduga dengan

$$\begin{aligned} \hat{a}_t(\beta, \gamma_1, \gamma_2) = & \Delta Z_t - \hat{A}_1(\beta, \gamma_1, \gamma_2)' \Delta Z_{t-1}(\beta) d_{1t}(\beta, \gamma_1, \gamma_2) \\ & - \hat{A}_2(\beta, \gamma_1, \gamma_2)' \Delta Z_{t-1}(\beta) d_{2t}(\beta, \gamma_1, \gamma_2) \\ & - \hat{A}_3(\beta, \gamma_1, \gamma_2)' \Delta Z_{t-1}(\beta) d_{3t}(\beta, \gamma_1, \gamma_2) \end{aligned} \quad (2.44)$$

dan pendugaan matriks kovarian

$$\hat{\Sigma}(\beta, \gamma_1, \gamma_2) = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \hat{a}_t(\beta, \gamma_1, \gamma_2) \hat{a}_t(\beta, \gamma_1, \gamma_2)' \quad (2.45)$$

Fungsi maksimum likelihood digunakan untuk meminimumkan log

$\hat{\Sigma}(\beta, \gamma_1, \gamma_2)$, sebagai berikut :

$$\ln(\beta, \gamma_1, \gamma_2) = -\frac{n}{2} \log |\hat{\Sigma}(\beta, \gamma_1, \gamma_2)| \quad (2.46)$$

2.8.2 Pengujian parameter TVECM

Untuk menguji hipotesis nol model linier VECM , maka Hansen-Seo (2000) menyarankan menggunakan distribusi asimtotik dari *likelihood ratio test*. Untuk setiap model di duga melalui TSLS (*Two Stage Least Square*) kemudian diperoleh jumlah kuadrat residual.

H_0 : model linier VECM

H_1 : model *threshold* VECM (TVECM)

dengan statistik uji

$$LR = n \frac{(S_0 - S_1)}{S_1} \quad (2.47)$$

di mana:

S_0 : jumlah kuadrat residual pada persamaan tanpa *threshold effect*

S_1 : jumlah kuadrat residual pada persamaan dengan *threshold effect*

$LR \sim \chi^2$, sehingga berdasarkan tabel nilai kritis $\chi^2_{(\alpha, q)}$, apabila nilai

$LR > \chi^2_{(\alpha, q)}$, maka H_0 dapat ditolak, artinya model yang terbentuk

adalah memang benar model *threshold* VECM (TVECM), begitu sebaliknya.

2.8.3 Uji asumsi kenormalan residual

Asumsi yang digunakan dalam pemodelan TVECM adalah bahwa residual berdistribusi normal. Dalam uji kenormalan ini digunakan dua buah fungsi sebaran kumulatif, yaitu sebaran kumulatif yang dihipotesiskan dan sebaran kumulatif yang teramati (empiris). Uji ini menghendaki bahwa sampel yang harus diambil merupakan sampel acak.

Jika $F_0(x)$ adalah fungsi sebaran yang dihipotesiskan (teori) dan $S(x)$ adalah fungsi sebaran yang teramati dari suatu sampel acak x_1, x_2, \dots, x_n , dan $S(x) = \frac{k}{N}$, dengan k adalah banyaknya observasi yang sama atau kurang dari x , maka hipotesis nol dan hipotesis tandingan uji kenormalan ini dapat dituliskan sebagai berikut:

$H_0 : S(x) = F_0(x)$ untuk semua nilai x

$H_1 : S(x) \neq F_0(x)$ untuk sekurang-kurangnya sebuah nilai x

Statistik uji yang digunakan untuk menguji hipotesis tersebut adalah:

$$D = \text{Max}|S(x) - F_0(x)| \quad (2.48)$$

di mana

D : nilai statistik uji Kolmogorov Smirnov

Hipotesis nol akan diterima dengan taraf nyata α , jika $D < D_{(n;\alpha)}$.

Tabel titik kritis asimtot untuk uji Kolmogorov Smirnov sebagaimana Tabel 2.2 berikut ini:

Tabel 2.1 Nilai Kritis Uji Kolmogorov Smirnov

α	0.01	0.05	0.10
$D_{(n;\alpha)}$	$1.63/\sqrt{n}$	$1.36/\sqrt{n}$	$1.22/\sqrt{n}$

Tabel lengkap yang memuat nilai kritis ini dapat dilihat pada Lampiran 12.

UNIVERSITAS BRAWIJAYA



BAB III METODE PENELITIAN

3.1 Sumber Data

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data tentang hubungan suku bunga dan inflasi di Indonesia periode Januari tahun 2003 sampai dengan Desember tahun 2009. Data ini merupakan data skunder yang bersumber dari tesis atas nama Heri Purnomo yang berjudul “ Pemodelan Suku Bunga dan Inflasi di Indonesia dengan Pendekatan *Threshold Vector Error Correction Model (TVECM)*”. Dan peubah-peubah yang digunakan dalam penelitian ini adalah:

1. Suku bunga nominal yang ditetapkan oleh Bank Indonesia ($Z_{1t} = \text{BI Rate}$).
2. Inflasi inti yang menjadi acuan Bank Indonesia dalam menetapkan kebijakan moneter ($Z_{2t} = \text{inflasi}$).

3.2 Metode Analisis Data

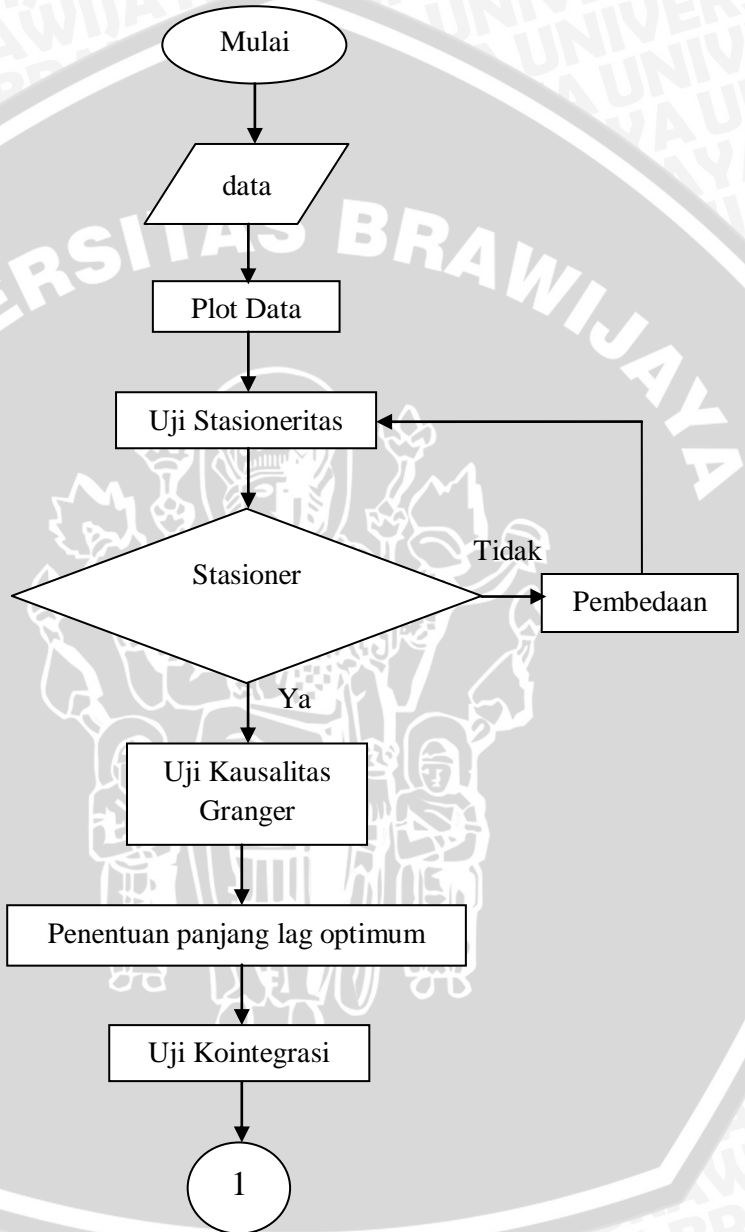
Langkah-langkah dalam membentuk model TVECM:

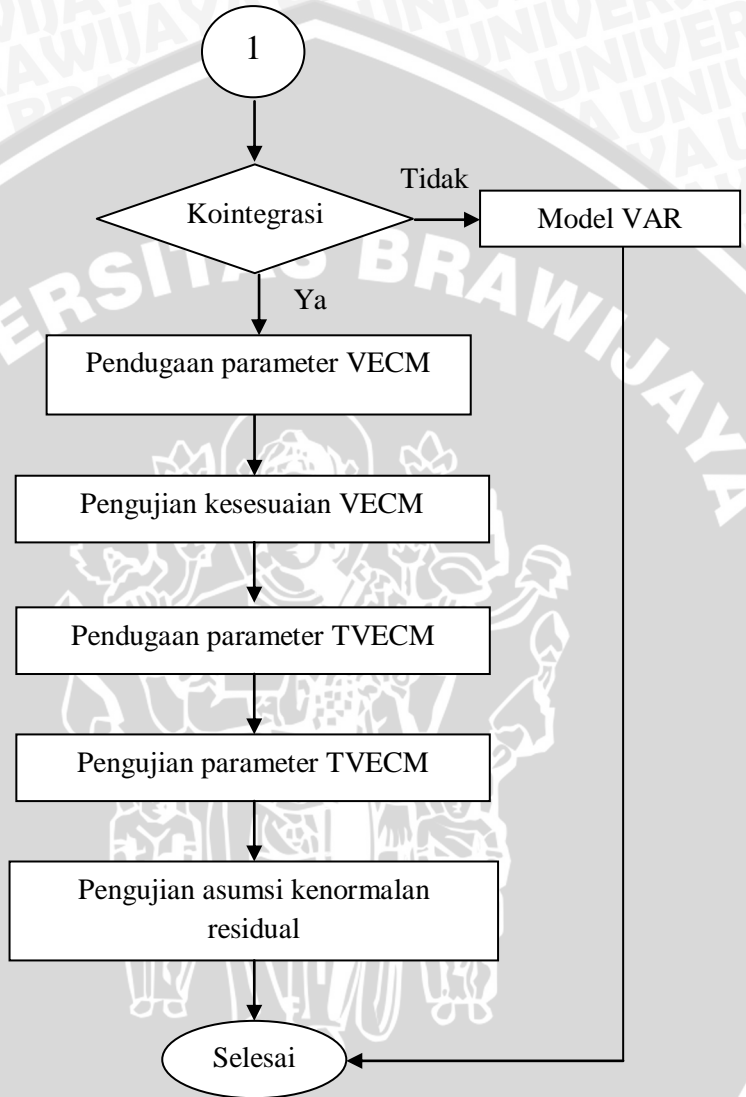
1. Melakukan plot data untuk masing-masing peubah.
2. Pengujian stasioneritas untuk masing-masing peubah. Melakukan uji stasioneritas dengan cara menguji ada tidaknya *unit root* berdasarkan nilai statistik *Augmented Dickey Fuller* (ADF) sesuai dengan persamaan (2.8). Apabila data tidak stasioner, maka perlu dilakukan pembedaan seperti pada persamaan (2.7).
3. Melakukan uji kausalitas Granger untuk mengetahui arah hubungan dari kedua peubah menggunakan persamaan (2.11).
4. Menentukan panjang lag optimal dengan cara memilih lag yang memiliki nilai AIC dan SC terkecil sesuai dengan persamaan (2.29) dan (2.30).
5. Melakukan pengujian kointegrasi dengan dua cara, yang pertama menggunakan uji penelusuran (*trace test*) sesuai dengan persamaan (2.12), dan yang kedua menggunakan uji nilai eigen maksimal (*maximal eigen value test*) yang ditunjukkan oleh persamaan (2.13). Apabila berdasarkan

kedua uji tersebut terdapat satu atau lebih ranking kointegrasi maka pendugaan parameter dengan VECM dapat dilakukan. Akan tetapi apabila tidak terdapat rangking kointegrasi maka tidak dapat dilakukan pendugaan parameter VECM.

6. Menentukan parameter VECM sesuai dengan model umum pada persamaan (2.23)
 - Melakukan pendugaan (Γ) dengan metode SUR sesuai dengan persamaan (2.27)
 - Melakukan pengujian kesesuaian model dengan uji *portmanteau* sepeti pada persamaan (2.31).
7. Menentukan model TVECM
 - Menentukan model linier VECM terlebih dahulu.
 - Menduga parameter *threshold* menggunakan fungsi maksimum likelihood sesuai dengan persamaan (2.38).
 - Menguji apakah nilai *threshold* yang diperoleh untuk model yang terbentuk nyata atau tidak menggunakan *likelihood ratio test* seperti pada persamaan (2.47).
 - Melakukan pengujian asumsi kenormalan residual TVECM menggunakan uji kolmogorov-smirnov sesuai dengan persamaan (2.48).

Diagram alir dari langkah-langkah penelitian ini dapat dilihat pada Gambar 3.1. Tahapan-tahapan analisis di atas di kerjakan dengan menggunakan bantuan *software Minitab versi 16, Eviews versi 4 dan R versi 2.13.2 (package tsDyn)*.



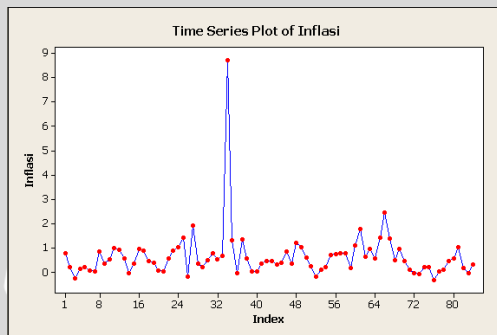


Gambar 3.1 Diagram Alir Metode Penelitian

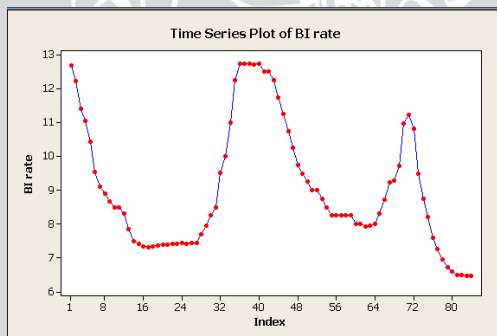
BAB IV HASIL DAN PEMBAHASAN

4.1 Plot Data

Langkah awal sebelum melakukan identifikasi *Vector Error Correction Model* (VECM) adalah melihat plot data. Jadi sebelum dilakukan pengujian stasioner maka perlu dilihat plot data pengamatan yang merupakan data bulanan dari periode Januari 2003 sampai dengan Desember 2009, berikut ini adalah plot data pengamatan yang dapat dilihat pada Gambar 4.1 dan Gambar 4.2.



Gambar 4.1 Plot Data Inflasi



Gambar 4.2 Plot Data Suku Bunga (*BI Rate*)

Berdasarkan plot data tersebut dapat dilihat bahwa pada Gambar 4.1 plot data inflasi menunjukkan data cenderung berada

pada nilai tengah dari periode awal, akan tetapi pada periode 34 data inflasi tersebut meningkat sangat tajam dan kemudian kembali menurun dan selanjutnya mengalami kecenderungan berada pada nilai tengah sampai periode terakhir, karena data inflasi tersebut cenderung berada pada nilai tengah, maka hal ini mengindikasikan data sudah stasioner terhadap nilai tengah. Akan tetapi pada Gambar 4.2 plot data suku bunga (*BI Rate*) memiliki kecenderungan menurun pada periode-periode tertentu atau memiliki pola siklis dan trend yang cenderung turun, dan hal ini mengindikasikan data suku bunga (*BI Rate*) belum stasioner.

Berdasarkan informasi yang diperoleh dari jurnal Bank Indonesia, peningkatan inflasi pada periode ke 34 atau tepatnya pada bulan Oktober tahun 2005 diakibatkan dari kenaikan harga BBM dan tarif transportasi. Tekanan inflasi tersebut semakin meningkat seiring dengan faktor musiman menyambut bulan Ramadhan dan Hari Raya Idul Fitri. Selain itu, tekanan inflasi juga diakibatkan oleh tingginya harga minyak internasional yang juga dialami oleh negara-negara tetangga seperti Thailand, Malaysia, dan India. Dalam jangka yang lebih panjang yaitu sampai dengan periode tahun 2006 dengan memperhatikan perkembangan determinan inflasi, setelah inflasi mencapai puncaknya pada bulan Oktober, kemudian diperkirakan secara bertahap inflasi akan kembali menurun.

Dengan mempertimbangkan perkembangan tersebut dan prospek ekonomi moneter ke depan, Rapat Dewan Gubernur (RDG) memutuskan untuk menaikkan suku bunga *BI Rate* sebesar 125 basis poin menjadi 12.25%. Kenaikan *BI Rate* merupakan respon kebijakan BI secara konsisten mengarahkan ekspektasi inflasi agar sesuai dengan pencapaian sasaran inflasi jangka menengah.

Pola data suku bunga (*BI Rate*) pada periode Oktober sampai dengan Desember 2008 dapat dilihat mengalami kenaikan walaupun inflasi masih cenderung stabil. Akan tetapi meningkatnya intensitas krisis di pasar keuangan global juga mewarnai perkembangan makroekonomi selama Oktober 2008, sehingga imbas dari krisis global mendorong penurunan kinerja pasar keuangan regional termasuk Indonesia. Walaupun tekanan inflasi mulai mereda seiring dengan perlambatan ekonomi dunia dan penurunan harga komoditas internasional, akan tetapi beberapa tekanan inflasi ke depan tetap perlu di waspadai terutama yang berasal dari sisi permintaan, masih

tingginya pertumbuhan kredit dan pelemahan nilai tukar rupiah. Nilai tukar rupiah pada Oktober 2008 mengalami pelemahan dibanding bulan sebelumnya yang disebabkan oleh pengaruh faktor global. Untuk itu dari sisi moneter, kenaikan suku bunga *BI Rate* ditransmisikan ke jalur suku bunga pinjaman bank umum dan suku bunga kredit.

4.2 Uji Akar-akar Unit

Kemudian untuk membuktikan identifikasi awal dari plot data tersebut maka dilakukan pengujian kestasioner pada tiap-tiap peubah. Hasil pengujian stasioneritas menggunakan statistik uji *Augmented Dickey Fuller* (ADF), di mana selanjutnya nilai statistik ADF dibandingkan dengan nilai kritis ADF(5%). Hasil pengujian stasioneritas pada derajat integrasi nol (0) dan derajat integrasi satu (1) dapat dilihat pada lampiran 3 dan 4, yang diringkas pada Tabel 4.1 dan Tabel 4.2.

Tabel 4.1 Statistika ADF pada derajat integrasi nol (I(0))

Variabel	Nilai ADF (τ)	Nilai Kritis ADF (5%)	Keterangan
Inflasi	-7.738755	-2.896779	Stasioner
Suku Bunga (<i>BI Rate</i>)	-2.680181	-2.897223	Tidak Stasioner

Tabel 4.2 Statistika ADF pada derajat integrasi satu (I(1))

Variabel	Nilai ADF (τ)	Nilai Kritis ADF (5%)	Keterangan
Inflasi	-11.36783	-2.897678	Stasioner
Suku Bunga (<i>BI Rate</i>)	-3.597914	-2.897223	Stasioner

Berdasarkan Tabel 4.1, dapat diketahui bahwa peubah inflasi memiliki nilai ADF sebesar -7.738755 di mana nilai ini jauh lebih kecil bila dibandingkan dengan nilai kritis ADF (5%) yaitu sebesar -2.89677 yang berarti peubah inflasi telah stasioner, sedangkan peubah suku bunga (*BI Rate*) memiliki nilai ADF sebesar -2.680181

dan nilai tersebut lebih besar dari nilai kritis ADF (5%) yaitu sebesar -2.897223 yang berarti peubah suku belum stasioner. Karena hanya peubah suku bunga (*BI Rate*) yang tidak stasioner dan peubah inflasi telah stasioner maka semua peubah perlu dilakukan pembedaan pada derajat integrasi 1. Hasil pengujian ADF pada derajat integrasi 1 dapat dilihat pada Tabel 4.2, di mana nilai ADF dari semua peubah bernilai lebih kecil dari nilai kritis (5%). Dengan demikian, ini menunjukkan bahwa semua peubah telah stasioner pada derajat integrasi satu atau I(1).

4.3 Uji Kausalitas Granger

Uji kausalitas Granger dilakukan dengan tujuan untuk melihat hubungan sebab akibat antara peubah inflasi dengan peubah suku bunga (*BI Rate*). Menurut teori ekonomi, ada hubungan timbal balik antara peubah inflasi dan suku bunga (*BI Rate*). Hasil pengujian kausalitas Granger dapat dilihat pada lampiran 5, yang diringkas pada Tabel 4.3, dan nilai kritis distribusi F dapat dilihat pada lampiran 14.

Tabel 4.3 Uji Kausalitas Granger

Hipotesis Nol (H_0)	F-statistik	Nilai Kritis F (5%)
Inflasi tidak mempengaruhi BI Rate	5.05409	3.11
BI Rate tidak mempengaruhi Inflasi	2.46628	3.11

Berdasarkan Tabel 4.3, dapat diketahui bahwa terdapat hubungan kausalitas satu arah antara peubah inflasi dan suku bunga (*BI Rate*), hal ini dapat dilihat dari hipotesis yang pertama dengan nilai uji F yaitu sebesar 5.05409 lebih besar dari nilai kritis distribusi F (5%) yaitu sebesar 3.11, sehingga hipotesis nol dapat ditolak yang berarti inflasi berpengaruh secara signifikan terhadap suku bunga (*BI Rate*). Hipotesis yang kedua menunjukkan hal yang sebaliknya, di mana nilai uji F yaitu sebesar 2.46628 lebih kecil dari nilai kritis distribusi F (5%) yaitu sebesar 3.11, sehingga hipotesis nol tidak dapat ditolak, yang berarti pengaruh suku bunga (*BI Rate*) tidak signifikan terhadap inflasi. Walaupun dalam teori ekonomi dinyatakan bahwa terdapat hubungan timbal balik antara inflasi dan

suku bunga. Namun, setelah dilakukan pengujian terhadap arah hubungan dari kedua peubah tersebut, dapat diketahui bahwa di Indonesia terlihat lebih jelas hubungan searah yaitu hubungan inflasi terhadap suku bunga pada periode tahun 2003-2009.

4.4 Panjang Lag Optimum

Penentuan panjang lag optimum model VAR digunakan untuk membentuk suatu model yang terbaik pada VECM. Penentuan panjang lag optimum dilakukan dengan cara menentukan panjang lag model VAR (p) terlebih dahulu, kemudian dipilih model VAR (p) yang memiliki nilai AIC dan SC terkecil sebagai panjang lag optimum model VAR. Jika diperoleh panjang lag optimum model VAR adalah p maka panjang lag VECM adalah (p-1). Hasil pengujian panjang lag optimum model VAR (p) dapat dilihat pada lampiran 6, nilai AIC dan SC dari setiap model VAR ditunjukkan pada Tabel 4.4.

Tabel 4.4 Nilai AIC dan SC Model VAR (p)

Model	AIC	SC
VAR (1)	3.674248	3.858253
VAR (2)	3.088962	3.395637
VAR (3)	3.094958	3.524303
VAR (4)	3.125939	3.677954
VAR (5)	3.120236	3.794922
VAR (6)	3.189401	3.986758
VAR (7)	3.288513	4.208539
VAR (8)	3.264334	4.307031

Berdasarkan Tabel 4.4, dapat diketahui bahwa model VAR (2) memiliki nilai AIC dan SC terkecil yaitu berturut-turut 3.088962 dan 3.395637. Apabila diperoleh panjang lag optimum model VAR adalah 2, maka dapat diketahui panjang lag optimum VECM adalah 1. Dengan demikian dapat ditetapkan VECM yang sesuai untuk digunakan adalah VECM(1).

4.5 Uji Kointegrasi

Untuk menentukan banyaknya rangking kointegrasi yang terdapat pada VECM, maka dilakukan pengujian kointegrasi dengan uji penelusuran (*trace test*) dan uji nilai eigen maksimum (*maximum eigen value test*). Hasil uji kointegrasi dapat dilihat pada lampiran 7, dan secara ringkas disajikan pada Tabel 4.5 dan Tabel 4.6.

Tabel 4.5 Hasil Uji Kointegrasi dengan *Trace Test*

$H_{0:r}$	$H_{1:r}$	Nilai Eigen (λ_i)	<i>Trace Test</i>	Nilai Kritis <i>Trace Test</i> (5%)
0	1	0.401703	43.08053	12.53
1	2	0.011636	0.959769	3.84

Tabel 4.6 Hasil Uji Kointegrasi dengan *Maximum Eigen Value Test*

$H_{0:r}$	$H_{1:r}$	Nilai Eigen (λ_i)	<i>Max-Eigen Test</i>	Nilai Kritis <i>Max-Eigen Test</i> (5%)
0	1	0.401703	42.12076	11.44
1	2	0.011636	0.959769	3.84

Berdasarkan Tabel 4.5 dan Tabel 4.6, dapat diketahui bahwa uji kointegrasi yang ditunjukkan oleh kedua uji yaitu *trace test* dan *maximum eigen value test* sama-sama menghasilkan banyaknya ranking kointegrasi adalah 1. Hal ini dapat dilihat dari *trace test* yang menyatakan bahwa nilai *trace test* sebesar 43.08053 lebih besar dari nilai kritis *trace test* (5%) sebesar 12.53, sehingga tolak H_0 yang berarti banyaknya rangking kointegrasi (r) adalah 1. Begitu juga dengan *maximum eigen value test* yang juga menyatakan nilai *max-eigen test* sebesar 42.12076 lebih besar dari nilai kritis *max-eigen test* (5%) sebesar 11.44, sehingga tolak H_0 yang berarti banyak rangking kointegrasi (r) adalah 1.

Setelah dilakukan uji kointegrasi, maka dapat dibentuk suatu matriks ranking kointegrasi (Π) pada VECM. Matriks ranking kointegrasi (Π) dapat di faktorisasi yaitu $\Pi = A\beta'$, di mana A adalah matriks penyesuaian jangka pendek dan β adalah matriks jangka panjang yang mengandung vektor kointegrasi. Koefisien jangka

pendek (α) dan koefisien jangka panjang (β) dapat dilihat pada lampiran 7, dan disusun ke dalam bentuk matriks sebagai berikut:

$$A = \begin{bmatrix} -0.005811 \\ 0.086404 \end{bmatrix}, \text{ dan } \beta = \begin{bmatrix} 1.000000 \\ -12.57586 \end{bmatrix} \quad (4.1)$$

Maka,

$$\Pi = A\beta'$$

$$\Pi = \begin{bmatrix} -0.005811 \\ 0.086404 \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} 1.000000 & -12.57586 \end{bmatrix}$$

$$\Pi = \begin{bmatrix} -0.005810 & 0.073078 \\ 0.086404 & -1.086600 \end{bmatrix} \quad (4.2)$$

Persamaan kointegrasi sesuai dengan matriks pada persamaan (4.2) dan $Y_t = (\text{BIRate}, \text{Inflasi})$ dapat ditulis sebagai berikut:

1. Peubah suku bunga (*BI Rate*)

$$\begin{aligned} \Pi_1 Z_{t-1} &= \begin{bmatrix} -0.005810 & 0.073078 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{BIRate}_{t-1} \\ \text{inflasi}_{t-1} \end{bmatrix} \\ \Pi_1 Z_{t-1} &= -0.005810 \text{ BIRate}_{t-1} + 0.073078 \text{ inflasi}_{t-1} \end{aligned} \quad (4.3)$$

2. Peubah inflasi

$$\begin{aligned} \Pi_1 Z_{t-1} &= \begin{bmatrix} 0.086404 & -1.086600 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \text{BIRate}_{t-1} \\ \text{inflasi}_{t-1} \end{bmatrix} \\ \Pi_1 Z_{t-1} &= 0.086404 \text{ BIRate}_{t-1} - 1.086600 \text{ inflasi}_{t-1} \end{aligned} \quad (4.4)$$

Kointegrasi merupakan kombinasi linier dari peubah-peubah dalam data. Dari persamaan 4.1 dapat diketahui koefisien jangka panjang (β) dari peubah suku bunga (*BI Rate*) dan peubah inflasi, di mana kombinasi linier dari peubah tersebut adalah suku bunga (*BI Rate*) = -12.57586 Inflasi. Selain itu, pada persamaan 4.1 dapat diketahui juga besarnya koefisien jangka pendek dari peubah suku bunga (*BI Rate*) dan peubah inflasi. Koefisien penyesuaian jangka pendek pada ΔBIRate_t sebesar -0.005811, yang berarti perbedaan peubah *BI Rate* pada waktu ke- t merespon perubahan *disekuilibrium* (ketidakseimbangan) jangka panjang yang direpresentasikan oleh vektor kointegrasi suku bunga (*BI Rate*) = -12.57586 inflasi sebesar -0.005881. Sedangkan peubah inflasi, koefisien penyesuaian jangka pendek pada $\Delta \text{inflasi}$ sebesar 0.086404.

4.6 Pendugaan Parameter VECM

Berdasarkan uji kointegrasi pada sub bab yang menyatakan bahwa ada hubungan kointegrasi antara peubah suku bunga (*BI Rate*)

dan inflasi dengan model yang sesuai adalah VECM (1). Hasil pendugaan parameter dapat dilihat di lampiran 8 dan nilai kritis distribusi t dapat dilihat pada lampiran 15, yang selanjutnya disajikan secara ringkas pada Tabel 4.7.

Tabel 4.7 Pendugaan Parameter VECM (1)

Persamaan	Peubah	Koefisien	t-statistik	Nilai Kritis t (5%)
$\Delta BIRate_t$	C_1	-0.020916	-0.32878	
	$\Delta BIRate_{t-1}$	0.665062	7.31267	1.98
	$\Delta inflasi_{t-1}$	0.033115	0.95698	1.98
$\Delta inflasi_t$	C_2	0.108451	0.45853	
	$\Delta BIRate_{t-1}$	0.704663	2.08401	1.98
	$\Delta inflasi_{t-1}$	0.174066	1.35299	1.98

Berdasarkan Tabel 4.7 dengan model VECM (1) maka dapat dibentuk dalam suatu persamaan sebagai berikut:

1. Persamaan suku bunga (*BI Rate*) ($\Delta BIRate_t$)

$$\begin{aligned} \Delta BIRate_t &= C_1 + \Pi_1 Z_{t-1} + \Gamma_{1,1} \Delta Z_{t-1} \\ \Delta BIRate_t &= -0.020916 - 0.005810 BIRate_{t-1} + 0.073078 inflasi_{t-1} + \\ & 0.665062 \Delta BIRate_{t-1} + 0.033115 \Delta inflasi_{t-1} \end{aligned} \quad (4.5)$$

2. Persamaan inflasi ($\Delta inflasi_t$)

$$\begin{aligned} \Delta inflasi_t &= C_2 + \Pi_2 Z_{t-1} + \Gamma_{2,1} \Delta Z_{t-1} \\ \Delta inflasi_t &= 0.108451 + 0.086404 BIRate_{t-1} - 1.086600 inflasi_{t-1} + \\ & 0.705663 \Delta BIRate_{t-1} + 0.174066 \Delta inflasi_{t-1} \end{aligned} \quad (4.6)$$

Jika $\Delta BIRate_t = BIRate_t - BIRate_{t-1}$ dan $\Delta inflasi_t = inflasi_t - inflasi_{t-1}$, maka persamaan (4.5) dan (4.6) dapat ditulis dalam bentuk:

1. Persamaan suku bunga (*BI Rate*) ($\Delta BIRate_t$)

$$\begin{aligned} BIRate_t - BIRate_{t-1} &= -0.020916 - 0.005810 BIRate_{t-1} + \\ & 0.073078 inflasi_{t-1} + 0.665062(BIRate_{t-1} - BIRate_{t-2}) + \\ & 0.033115 (inflasi_{t-1} - inflasi_{t-2}) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} BIRate_t &= -0.020916 + 1.0659252 BIRate_{t-1} - 0.665062 BIRate_{t-2} + \\ & 0.106193 inflasi_{t-1} - 0.033115 inflasi_{t-2} \end{aligned} \quad (4.7)$$

2. Persamaan inflasi ($\Delta inflasi_t$)

$$\begin{aligned} inflasi_t - inflasi_{t-1} &= \\ & 0.108451 + 0.086404 BIRate_{t-1} - 1.086600 inflasi_{t-1} + \\ & 0.705663(BIRate_{t-1} - BIRate_{t-2}) + 0.174066(inflasi_{t-1} - inflasi_{t-2}) \end{aligned}$$

$$Inflasi_t = 0.108451 + 0.792067 BIRate_{t-1} - 0.705663 BIRate_{t-2} + 0.087466 inflasi_{t-1} + 0.174066 inflasi_{t-2} \quad (4.8)$$

Berdasarkan hasil pendugaan parameter VECM pada lampiran 8, diperoleh nilai *R-square* sebesar 0.590179 untuk persamaan satu, yang berarti peubah bebas mampu menjelaskan keragaman dari peubah terikat sebesar 59.018% sedangkan sisanya sebesar 40.982% diterangkan oleh peubah lain yang tidak dimasukkan ke dalam model. Dan dari persamaan pertama (4.7) dapat diketahui, meningkatnya suku bunga (*BI Rate*) sebesar 1% pada satu periode sebelumnya maka akan meningkatkan suku bunga (*BI Rate*) saat ini sebesar 1.065% , akan tetapi peningkatan suku bunga (*BI Rate*) 1% dua periode sebelumnya akan menurunkan suku bunga (*BI Rate*) saat ini sebesar 0.665%. Dan peningkatan inflasi sebesar 1% periode sebelumnya akan meningkatkan suku bunga (*BI Rate*) saat ini sebesar 0.106%, akan tetapi meningkatnya inflasi sebesar 1% dua periode sebelumnya akan menurunkan suku bunga (*BI Rate*) saat ini sebesar 0.033%.

Pada persamaan kedua (4.8) dapat diketahui, meningkatnya suku bunga (*BI Rate*) periode sebelumnya akan meningkatkan inflasi periode saat ini sebesar 0.792 % , akan tetapi peningkatan suku bunga (*BI Rate*) sebesar 1% dua periode sebelumnya akan menurunkan inflasi sebesar 0.705%. Dan peningkatan inflasi periode sebelumnya sebesar 1% akan meningkatkan inflasi saat ini sebesar 0.087%, begitu juga dengan peningkatan inflasi dua periode sebelumnya sebesar 1% akan meningkatkan inflasi saat ini sebesar 0.174%.

4.7 Pengujian Kesesuaian VECM

Pengujian kesesuaian model dilakukan untuk menguji kelayakan model yang telah terbentuk. Pengujian ini bertujuan untuk menguji asumsi bahwa galat adalah *white noise* yang ditunjukkan dengan tidak terdapatnya autokorelasi dalam galat. Hasil pengujian kesesuaian model menggunakan uji *portmanteau autocorrelation* dapat dilihat pada lampiran 9 dan nilai kritis distribusi *Chi-Square* atau $\chi^2_{(M^2(h-p))}$ (5%) dapat dilihat pada lampiran 13, dan telah diringkas dalam Tabel 4.8.

Tabel 4.8 Uji *Portmanteau Autocorrelation* VECM (1)

Lags	Q-statistik	Nilai Kritis $\chi^2_{(M^2(h-p))}$ (5%)
1	2.361529	NA*
2	8.025331	9.49
3	9.674231	15.51
4	12.01746	21.03
5	15.95785	26.30
6	18.32965	31.41
7	19.37065	36.42
8	22.42292	41.34
9	22.94746	46.19
10	25.09792	51.00
11	26.62432	55.76
12	28.95871	60.48

Berdasarkan Tabel 4.8, dapat diketahui bahwa nilai statistik uji Q lebih kecil dari nilai kritis distribusi *Chi-Square* atau $\chi^2_{(M^2(h-p))}$ (5%) untuk semua lag, sehingga H_0 dapat diterima, yang berarti tidak terdapat autokorelasi antar galat dalam VECM(1), sehingga model VECM (1) dianggap layak untuk digunakan.

4.8 Pendugaan Parameter *Threshold Vector Error Correction Model* (TVECM)

Setelah dilakukan pendugaan parameter VECM pada sub bab sebelumnya, selanjutnya ingin diketahui adanya nilai *threshold* atau ambang batas dalam model VECM khususnya dalam kointegrasi. Hasil pendugaan parameter TVECM dapat dilihat pada lampiran 10, dan di ringkas dalam Tabel 4.9.

Tabel 4.9 Hasil Pendugaan Parameter TVECM

Variabel	Regime I(59.8%)		Regime II(15.9%)		Regime III(24.4%)	
	$\Delta\text{inflasi}_t$	ΔBIRate_t	$\Delta\text{inflasi}_t$	ΔBIRate_t	$\Delta\text{inflasi}_t$	ΔBIRate_t
ECM	-0.3923	0.4394	-17.1619	0.3389	-1.4323	-0.0144
	(0.3837)	(0.0024)	(8.2e-10)	(0.6546)	(7.5e-05)	(0.8926)
Intersep	0.0218	-0.0148	4.5453	0.1315	0.5422	-0.0117
	(0.8995)	(0.7844)	(4.5e-11)	(0.4728)	(0.0446)	(0.8881)
$\Delta\text{inflasi}_{t-1}$	-0.2426	-0.1326	0.6350	0.0335	0.3179	0.0734
	(0.3138)	(0.0800)	(0.1559)	(0.8093)	(0.0935)	(0.2127)
$\Delta\text{BIRate}_{t-1}$	0.0464	0.4397	5.2815	1.7243	1.0512	0.8130
	(0.8628)	(1.4e-06)	(1.9e-10)	(4.4e-11)	(0.2888)	(0.0100)

Ket: dalam kurung adalah nilai probabilitas

Dari Tabel 4.9, dapat dibentuk matriks sebagai berikut:

$$A_1 = \begin{bmatrix} -0.3923 & 0.4344 \\ 0.0218 & -0.0148 \\ -0.2426 & -0.1326 \end{bmatrix}$$

$$A_2 = \begin{bmatrix} 0.0464 & 0.4397 \\ -17.1619 & 0.3389 \\ 4.5453 & 0.1315 \\ 0.6350 & 0.0335 \end{bmatrix}$$

$$A_3 = \begin{bmatrix} 5.2851 & 1.7243 \\ -1.4324 & -0.0144 \\ 0.5422 & -0.0117 \\ 0.3179 & 0.0734 \\ 1.0512 & 0.8130 \end{bmatrix}$$

Dari Tabel 4.9 dapat diketahui TVECM dibagi ke dalam tiga regime, yaitu daerah yang terbentuk di dalam model yang diakibatkan oleh adanya nilai *threshold*. Regime I sebesar 59.8%, yang berarti luasnya daerah yang berada di atas nilai *threshold* pertama sebesar 59.8% dari luas seluruh regime. Regime II sebesar 15.9%, yang berarti luasnya daerah yang berada diantara nilai *threshold* pertama dan kedua sebesar 15.9% dari luas seluruh regime. Regime III sebesar 24.4%, yang berarti luasnya daerah yang berada di bawah nilai *threshold* kedua sebesar 24.4% dari luas seluruh regime.

Kemudian dilakukan pengujian terhadap keberadaan *threshold* atau ambang batas dengan uji *likelihood ratio* yang dapat dilihat pada lampiran 10, dan digunakan hipotesis sebagai berikut:

H_0 : Model linier VECM

H_1 : Model *threshold* VECM

Hasil pengujian terhadap keberadaan *threshold* pada VECM dapat dilihat pada lampiran 10 yaitu sebesar 8.1041, selanjutnya dibandingkan dengan nilai kritis $\chi^2_{(0.05,2)} = 5.9914$. Karena nilai *likelihood ratio test* lebih besar dari nilai kritis χ^2 , maka tolak H_0 yang berarti keberadaan *threshold* signifikan dalam pemodelan inflasi dan suku bunga.

Selanjutnya asumsi yang digunakan dalam TVECM adalah residual berdistribusi normal. Uji Kolmogorov-Smirnov digunakan untuk menguji asumsi kenormalan residual pada TVECM, dengan hipotesis sebagai berikut:

H_0 :residual berdistribusi normal

H_1 :residual tidak berdistribusi normal

Hasil uji kenormalan residual Kolmogorov-Semirnov dapat dilihat pada lampiran 11, dan diperoleh nilai statistik D sebesar 0.114, di mana nilai tersebut lebih kecil dari nilai kritis $D_{(84:0.05)} = 0.144$ yang dapat dilihat pada lampiran 12, sehingga dapat disimpulkan residual berdistribusi normal.

Nilai *threshold* pertama dan kedua berturut-turut sebesar 0.1 dan 0.4 menggambarkan besaran inflasi pada titik keseimbangan minimum dan maksimum, sehingga besaran inflasi yang paling tepat untuk periode Januari 2003 sampai dengan Desember 2009 adalah antara 0.1% sampai dengan 0.4%.

Selain itu, koefisien *Error Correction Model* (ECM) pada Tabel 4.9 menunjukkan kecepatan penyesuaian (*speed of adjustment*) suatu peubah pada saat menyimpang dari nilai keseimbangan untuk menuju pada kondisi keseimbangannya lagi. Dari tiga regime yang terbentuk, dapat diketahui nilai koefisien ECM pada masing-masing regime tersebut. Nilai -0.3923 pada regime I yang berada di atas nilai *threshold* 0.4 menunjukkan bahwa jika terjadi perubahan atau ketidakseimbangan inflasi pada bulan lalu maka laju inflasi akan dikoreksi sebesar 0.39% pada bulan berikutnya. Nilai -17.1617 pada regime II yang berada di antara nilai *threshold* 0.1 dan 0.4 menunjukkan bahwa jika terjadi perubahan atau ketidakseimbangan

inflasi pada bulan lalu maka laju inflasi akan dikoreksi sebesar 17.16% pada bulan berikutnya. Nilai -1.4324 pada regime III yang berada di bawah nilai *threshold* 0.1 menunjukkan bahwa jika terjadi perubahan atau ketidakseimbangan inflasi pada bulan lalu maka laju inflasi akan dikoreksi sebesar 1.43% pada bulan berikutnya. Dengan demikian, dapat diketahui tanda negatif (-) pada koefisien ECM menunjukkan bahwa adanya ketidakseimbangan jangka pendek, sehingga untuk mencapai keseimbangan jangka panjang inflasi terhadap suku bunga (*BI Rate*) dibutuhkan waktu yang cukup lama karena nilai koreksi yang digunakan untuk menuju keseimbangan cukup kecil.

Daerah di atas batas 0.4 tersebut merupakan daerah ekstrem, di mana semakin tinggi inflasi akan memperlambat pertumbuhan ekonomi atau menyebabkan ketidakstabilan ekonomi. Karena semakin meningkat laju inflasi, Bank Indonesia merespon dengan menaikkan suku bunga *BI Rate* untuk menekan aktifitas perekonomian yang terlalu cepat. Dimana perubahan suku bunga *BI Rate* tersebut dapat mempengaruhi berbagai variabel ekonomi dan keuangan sebelum berpengaruh pada tujuan akhir inflasi. Sementara itu nilai di bawah batas 0.1 juga merupakan daerah ekstrem, karena tingkat inflasi yang terlalu rendah juga dapat mempengaruhi suku bunga tabungan dan kredit di bank. Turunnya suku bunga bank akan membuat ekspektasi orang terhadap imbal hasil (*yield*) obligasi juga semakin rendah. Harga dan *yield* obligasi merupakan dua variabel penting yang mempunyai hubungan timbal balik dalam transaksi obligasi bagi investor. Harga dari obligasi merupakan hasil jumlah nilai dari arus kas yang diharapkan selama periode obligasi tersebut. Sementara, *yield* obligasi adalah pendapatan yang akan diperoleh dari investasi obligasi. Oleh karena itu, penurunan suku bunga secara langsung akan meningkatkan harga obligasi, sehingga menyebabkan imbal hasil (*yield*) obligasi menurun.

UNIVERSITAS BRAWIJAYA



BAB V KESIMPULAN DAN SARAN

5.1 Kesimpulan

Dari hasil pembahasan pada bab sebelumnya dalam penelitian ini, dapat disimpulkan sebagai berikut:

1. Pengujian terhadap keberadaan *threshold* atau ambang batas pada model hubungan suku bunga dan inflasi, dengan menggunakan uji *likelihood ratio*, diperoleh hasil yang menunjukkan bahwa keberadaan *threshold* signifikan dalam model suku bunga dan inflasi dengan pendekatan *two threshold vector error correction model*.
2. Nilai *threshold* pertama dan kedua yang diperoleh dari pendugaan parameter TVECM berturut-turut adalah sebesar 0.1 dan 0.4, di mana nilai tersebut menggambarkan besaran inflasi pada titik keseimbangan minimum dan maksimum. Ketika nilai inflasi berada di atas nilai *threshold* 0.4, maka akan meningkatkan suku bunga *BI Rate* yang selanjutnya dapat berdampak pada ketidakstabilan ekonomi. Ketika nilai inflasi berada di bawah nilai *threshold* 0.1, maka akan menurunkan suku bunga *BI Rate*, yang pada akhirnya berdampak pada pasar obligasi yaitu, menurunnya imbal hasil (yield) obligasi. Dengan demikian, besaran inflasi yang paling tepat untuk periode Januari 2003 sampai dengan Desember 2009 adalah antara 0.1 sampai dengan 0.4.

5.2 Saran

Dalam penelitian ini digunakan pendekatan model *two threshold vector error correction* pada data *bivariate*. Oleh karena itu, disarankan untuk penelitian selanjutnya digunakan pendekatan model yang sama untuk data *multivariate*.

UNIVERSITAS BRAWIJAYA



DAFTAR PUSTAKA

- Anonimous. 2011. *Pemerintah harus mempercepat peningkatan kapasitas ekonomi, kata beberapa pengamat ekonomi.* <http://pakbodong.blogspot.com>. diakses tanggal 4 Januari 2011
- Balke, N.S. dan T.B. Fomby 1997. *Threshold Cointegration, International Economic Review.* Vol. 38,627-645.
- Bodie, Kane dan Marcus. 2001. *Essentials of Investment (edisi keempat).* Mc. Graw-Hills Companies. New York
- Bruggemann, R., H. Lutkepohl, P., Saikkonen. 2011. *Residual Autocorrelation Testing for Vector Error Correction Models.* www.cadmus.eui.eu. diakses tanggal 15 November 2011
- Dernburg, T., dan D.M.Mc.Dougall,. 1981. *Ekonomi Makro Edisi Keenam.* Alih Bahasa : Tafal. Erlangga. Jakarta
- Dickey, David A. dan W.A Fuller.1979. *Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root.* Journal of the American Statistical Association, Volume 74, Issue 366
- Dornbusch, R, dan S. Fischer. 1989. *Makro Ekonomi Edisi Empat.* Alih Bahasa : Julius A. Mulyadi. Erlangga. Jakarta
- Enders, W. 2004. *Applied Econometrics Time Series Second Edition.* John Wiley and Sons Inc. Canada
- Engle R.F. dan C.W.J. Granger. 1987. *Cointegration and Error Correction Representation, Estimation and Testing, Econometrica* . Vol. 55.251-276
- Hardianto, F. N. 2008. *Pengaruh Variabel Moneter terhadap Indeks Harga Saham Di Indonesia.* Jurnal Ekonomi Pembangunan. Vol. 13 No 3. 231-242

- Galbraith, J.W.1996. *Credit Rationing and Threshold Effects in The Relation Between Monet and Output*. Journal of Applied Econometrics, Vol.11(4), 891-951
- Greene, W.H. 1997. *Econometric Analysis Third Edition*. Prentice Hall, Inc, Upper Saddle River. New Jersey
- Gujarati, N.G. 2003. *Basic Econometric*. The Mc-Graw Hill Companies, Inc. New York
- Gujarati, N.G. 2004. *Basic Econometric*. The Mc-Graw Hill Companies, Inc. New York
- Hanke, J.E., G.R. Arthur and W.W. Dean. 2003. *Peramalan Bisnis*. Edisi Ketujuh. Alih Bahasa : Devy Anantanur. PT. Prenhallindo. Jakarta.
- Hansen, B.E. dan B.Seo. 2000.*Testing for Threshold Cointegration*. www.econ.wisc.edu/Durlauf/tecm.pdf. diakses tanggal 2 Januari 2011
- Hansen, B.E. dan B.Seo. 2002.*Testing two-regime threshold cointegration in vector error correction models*. Journal of Econometrics. Vol. 110, 293-318
- Harris, R dan R. Sollis. 2003. *Applied Time Series Modelling and Forecasting*. John Wiley and Sons Inc. Canada
- Irawan, A. 2005. *Aplikasi Perilaku Instabilitas, Pergerakan Harga, Employment dan Investasi di dalam Sektor Pertanian Indonesia*. www.let.or.id .diakses tanggal 20 November 2011
- Judge, G.G., R.C.Hill., W.E.Griffiths., H.Lutkephol., T.C.Lee. 1988. *Introduction To The Theory And Practice Of Econometrics Second Edition*. John Willey and Sons. Canada

- Johansen, S. and K. Juselius . 1990. *Testing Structural Hypotheses in A Multivariate Cointegration Analysis of The PPP and UIP for UK*. Journal of Econometrics Vol. 53. p.211-44.
- Karl, C. dan R. C. Fair. 2001. *Principles of Economic*. Prentice Hall. New Jersey
- Khan, M.S, Senhadji, A.S.2001. *Threshold Effect in The Relation Between Inflation and Growth*. IMF Staff Paper. Vol 48(1)
- Lains, Alfain. 2006. *Ekonometrika Teori dan Aplikasi Jilid II*. Pustaka LP3ES. Jakarta
- Lipsey, R.G., C.T.S. Ragam, dan P.N. Courant. 1997. *Economics*. London. United Kingdom
- Makridakis, S., S.C Wheelwright dan V.E McGee. 1999. *Metode dan Aplikasi Peramalan*. Edisi kedua. Alih Bahasa: Hari Suminto. Binarupa Aksara. Jakarta
- Mankiw, N.G. 2006. *Makroekonomi edisi keenam*. Alih Bahasa: Fitria Liza dan Imam Nurmawan. Erlangga. Jakarta
- Nachrowi, D.N dan H. Usman. 2006. *Ekonometrika: Untuk Analisis Ekonomi dan Keuangan*. Lembaga Penerbit Fakultas Ekonomi UI. Jakarta
- Purnomo, H. 2011. *Pemodelan Suku Bunga dan Inflasi di Indonesia dengan Pendekatan TVECM*. Universitas Brawijaya. Malang
- Rosadi, D. 2011. *Analisis Ekonometrika dan Runtun Waktu Terapan dengan R. ANDI*. Yogyakarta
- Sims, C.A. 1972. *Money, Income and Causality, American Economics*. Review. Vol.62:540-522
- Sims, C.A.1980. *Macroeconomics and Reality*. Econometrics. Vol. 48,1-47

Sukirno, S. 2006. *Ekonomi Pembangunan Proses Masalah dan Dasar Kebijakan*. Penerbit Kencana. Jakarta

Sunariyah .2004. *Pengantar Pengetahuan Pasar Modal*.Akademi Manajemen Perusahaan YKPN. Yogyakarta

Tong, H.1983. *Threshold Models in Non-Linear Time Series Analysis*. Springer-Verlag. New York

Wei, W.S. 1990. *Time Series Analysis Univariate dan Multivariate Methods*. Addison Wesley Publishing Company, Inc. America

Widarjono, A. 2007. *Ekonometrika : Teori dan Aplikasi Untuk Ekonomi dan Bisnis*. Edisi Kedua. Ekonosisia-Fakultas Ekonomi UII. Yogyakarta.



LAMPIRAN 1. DATA

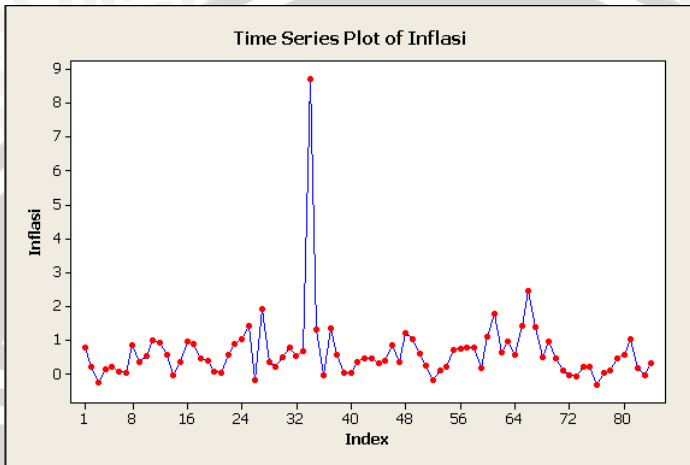
Periode	Suku Bunga	Inflasi	Periode	Suku Bunga	Inflasi
3-Jan	12.69	0.8	5-Mar	7.44	1.91
3-Feb	12.24	0.2	5-Apr	7.77	0.34
3-Mar	11.4	-0.23	5-May	7.95	0.21
3-Apr	11.06	0.15	5-Jun	8.25	0.5
3-May	10.44	0.21	5-Jul	8.49	0.78
3-Jun	9.53	0.09	5-Aug	9.51	0.55
3-Jul	9.1	0.03	5-Sep	10	0.69
3-Aug	8.91	0.84	5-Oct	11	8.7
3-Sep	8.66	0.36	5-Nov	12.25	1.31
3-Oct	8.48	0.55	5-Dec	12.75	-0.04
3-Nov	8.49	1.01	6-Jan	12.75	1.36
3-Dec	8.31	0.94	6-Feb	12.74	0.58
4-Jan	7.86	0.57	6-Mar	12.73	0.03
4-Feb	7.48	-0.02	6-Apr	12.74	0.05
4-Mar	7.42	0.36	6-May	12.5	0.37
4-Apr	7.33	0.97	6-Jun	12.5	0.45
4-May	7.32	0.88	6-Jul	12.25	0.45
4-Jun	7.34	0.48	6-Aug	11.75	0.33
4-Jul	7.36	0.39	6-Sep	11.25	0.38
4-Aug	7.38	0.09	6-Oct	10.75	0.86
4-Sep	7.39	0.02	6-Nov	10.25	0.34
4-Oct	7.41	0.56	6-Dec	9.75	1.21
4-Nov	7.41	0.89	7-Jan	9.5	1.04
4-Dec	7.43	1.04	7-Feb	9.25	0.62
5-Jan	7.42	1.43	7-Mar	9	0.24
5-Feb	7.43	-0.17	7-Apr	9	-0.16

LAMPIRAN 1 (Lanjutan). DATA

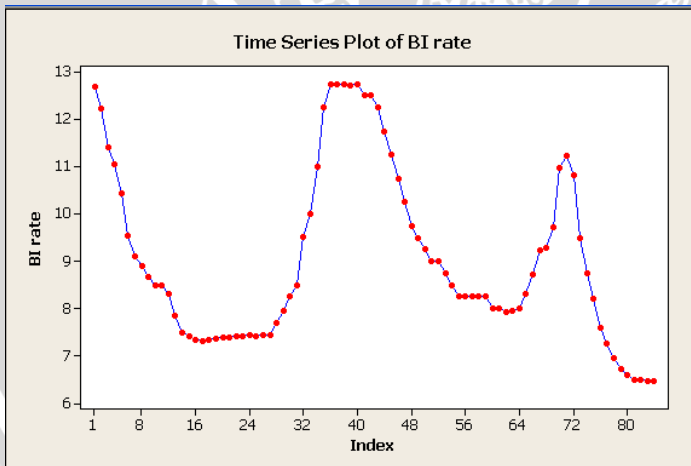
Periode	Suku Bunga	Inflasi	Periode	Suku Bunga	Inflasi
7-May	8.75	0.1	8-Oct	10.98	0.45
7-Jun	8.5	0.23	8-Nov	11.24	0.12
7-Sep	8.25	0.8	8-Dec	10.83	-0.04
7-Oct	8.25	0.79	9-Jan	9.5	-0.07
7-Nov	8.25	0.18	9-Feb	8.74	0.21
7-Dec	8	1.1	9-Mar	8.21	0.22
8-Jan	8	1.77	9-Apr	7.59	-0.31
8-Feb	7.93	0.65	9-May	7.25	0.04
8-Mar	7.96	0.95	9-Jun	6.95	0.11
8-Apr	7.99	0.57	9-Jul	6.71	0.45
8-May	8.31	1.41	9-Aug	6.58	0.56
8-Jun	8.73	2.46	9-Sep	6.48	1.05
8-Jul	9.23	1.37	9-Oct	6.49	0.19
8-Aug	9.28	0.51	9-Nov	6.47	-0.03
8-Sep	9.71	0.97	9-Dec	6.46	0.33

LAMPIRAN 2. PLOT DATA

1. Peubah Inflasi



2. Peubah Suku Bunga (*BI Rate*)



LAMPIRAN 3. UNIT ROOT TEST DENGAN UJI ADF PADA DERAJAT INTEGRASI NOL

1. Peubah Inflasi

Null Hypothesis: INFLASI has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.738755	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.511262	
5% level	-2.896779	
10% level	-2.585626	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(INFLASI)

Method: Least Squares

Date: 12/26/11 Time: 10:59

Sample(adjusted): 2003:02 2009:12

Included observations: 83 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
INFLASI(-1)	-0.850588	0.109913	-7.738755	0.0000
C	0.545887	0.133262	4.096345	0.0001
R-squared	0.425077	Mean dependent var		-0.005663
Adjusted R-squared	0.417979	S.D. dependent var		1.344669
S.E. of regression	1.025852	Akaike info criterion		2.912726
Sum squared resid	85.24219	Schwarz criterion		2.971011
Log likelihood	-118.8781	F-statistic		59.88833
Durbin-Watson stat	1.982487	Prob(F-statistic)		0.000000

LAMPIRAN 3.(lanjutan) UNIT ROOT TEST DENGAN UJI ADF PADA DERAJAT INTEGRASI NOL

2. Peubah Suku Bunga (*BI Rate*)

Null Hypothesis: BIRATE has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.680181	0.0818
Test critical values:		
1% level	-3.512290	
5% level	-2.897223	
10% level	-2.585861	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(BIRATE)

Method: Least Squares

Date: 12/26/11 Time: 11:00

Sample(adjusted): 2003:03 2009:12

Included observations: 82 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BIRATE(-1)	-0.046023	0.017172	-2.680181	0.0090
D(BIRATE(-1))	0.739648	0.073466	10.06787	0.0000
C	0.402245	0.158948	2.530677	0.0134
R-squared	0.571508	Mean dependent var		-0.070488
Adjusted R-squared	0.560660	S.D. dependent var		0.421467
S.E. of regression	0.279360	Akaike info criterion		0.323266
Sum squared resid	6.165302	Schwarz criterion		0.411316
Log likelihood	-10.25389	F-statistic		52.68381
Durbin-Watson stat	2.011641	Prob(F-statistic)		0.000000

LAMPIRAN 4. UNIT ROOT TEST DENGAN UJI ADF PADA DERAJAT INTEGRASI SATU

1. Peubah Inflasi

Null Hypothesis: D(INFLASI) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.36783	0.0001
Test critical values:		
1% level	-3.513344	
5% level	-2.897678	
10% level	-2.586103	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(INFLASI,2)

Method: Least Squares

Date: 02/20/12 Time: 11:09

Sample(adjusted): 2003:04 2009:12

Included observations: 81 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(INFLASI(-1))	-1.968065	0.173126	-11.36783	0.0000
D(INFLASI(-1),2)	0.402161	0.103351	3.891221	0.0002
C	0.002278	0.127985	0.017800	0.9858
R-squared	0.750629	Mean dependent var		0.009753
Adjusted R-squared	0.744234	S.D. dependent var		2.277547
S.E. of regression	1.151830	Akaike info criterion		3.156915
Sum squared resid	103.4835	Schwarz criterion		3.245598
Log likelihood	-124.8550	F-statistic		117.3932
Durbin-Watson stat	2.136253	Prob(F-statistic)		0.000000

LAMPIRAN 4. (lanjutan) UNIT ROOT TEST DENGAN UJI ADF PADA DERAJAT INTEGRASI SATU

2. Peubah Suku Bunga (*BI Rate*)

Null Hypothesis: D(BIRATE) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.597914	0.0078
Test critical values:		
1% level	-3.512290	
5% level	-2.897223	
10% level	-2.585861	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(BIRATE,2)

Method: Least Squares

Date: 12/26/11 Time: 11:00

Sample(adjusted): 2003:03 2009:12

Included observations: 82 after adjusting endpoints

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(BIRATE(-1))	-0.273717	0.076077	-3.597914	0.0006
C	-0.015397	0.032536	-0.473218	0.6373
R-squared	0.139276	Mean dependent var		0.005366
Adjusted R-squared	0.128517	S.D. dependent var		0.310600
S.E. of regression	0.289955	Akaike info criterion		0.385905
Sum squared resid	6.725905	Schwarz criterion		0.444605
Log likelihood	-13.82210	F-statistic		12.94498
Durbin-Watson stat	1.909466	Prob(F-statistic)		0.000554

LAMPIRAN 5. UJI KAUSALITAS GRANGER

Pairwise Granger Causality Tests

Date: 12/26/11 Time: 11:03

Sample: 2003:01 2009:12

Lags: 2

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Probability
INFLASI does not Granger Cause BIRATE	82	5.05409	0.00866
BIRATE does not Granger Cause INFLASI		2.46628	0.09158



LAMPIRAN 6. PANJANG LAG OPTIMAL

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: BIRATE INFLASI

Exogenous variables: C

Date: 12/26/11 Time: 11:06

Sample: 2003:01 2009:12

Included observations: 76

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-264.6406	NA	3.823274	7.016858	7.078193	7.041371
1	-133.6214	251.6947	0.135143	3.674248	3.858253	3.747786
2	-107.3806	49.02901*	0.075290*	3.088962*	3.395637*	3.211524*
3	-103.6084	6.849457	0.075793	3.094958	3.524303	3.266545
4	-100.7857	4.976897	0.078271	3.125939	3.677954	3.346551
5	-96.56897	7.212774	0.077971	3.120236	3.794922	3.389873
6	-95.19726	2.274157	0.083780	3.189401	3.986758	3.508064
7	-94.96348	0.375273	0.092852	3.288513	4.208539	3.656200
8	-90.04470	7.637048	0.091079	3.264334	4.307031	3.681046

* 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 7. UJI KOINTEGRASI

Date: 12/26/11 Time: 11:07

Sample: 2003:01 2009:12

Included observations: 82

Series: BIRATE INFLASI

Lags interval: 1 to 1

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Rank or No. of CEs	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Selected (5% level) Number of Cointegrating Relations by Model (columns)					
Trace	1	1	2	1	2
Max-Eig	1	1	2	1	2
Log Likelihood by Rank (rows) and Model (columns)					
0	-139.4198	-139.4198	-139.2949	-139.2949	-139.2921
1	-118.3594	-118.2884	-118.1683	-118.1329	-118.1324
2	-117.8795	-114.8365	-114.8365	-114.7060	-114.7060
Akaike Information Criteria by Rank (rows) and Model (columns)					
0	3.498043	3.498043	3.543778	3.543778	3.592490
1	3.081936*	3.104595	3.126057	3.149583	3.173960
2	3.167793	3.142354	3.142354	3.187951	3.187951

LAMPIRAN 7. (lanjutan) UJI KOINTEGRASI

Schwarz Criteria by Rank (rows) and Model (columns)

0	3.615444	3.615444	3.719880	3.719880	3.827292
1	3.316738*	3.368747	3.419559	3.472435	3.526163
2	3.519995	3.553257	3.553257	3.657554	3.657554

Date: 12/26/11 Time: 11:08

Sample(adjusted): 2003:03 2009:12

Included observations: 82 after adjusting endpoints

Trend assumption: No deterministic trend

Series: BIRATE INFLASI

Lags interval (in first differences): 1 to 1

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.401703	43.08053	12.53	16.31
At most 1	0.011636	0.959769	3.84	6.51

() denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

LAMPIRAN 7. (lanjutan) UJI KOINTEGRASI

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Max-Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.401703	42.12076	11.44	15.69
At most 1	0.011636	0.959769	3.84	6.51

*(**) denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level
 Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating equation(s) at both 5% and 1% levels

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'S11*b=I):

BIRATE	INFLASI
-0.127839	1.607687
0.110069	-0.002977

LAMPIRAN 7. (lanjutan) UJI KOINTEGRASI

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

D(BIRATE)	0.045457	-0.028265
D(INFLASI)	-0.675881	-0.061900

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood -118.3594

Normalized cointegrating coefficients (std.err. in parentheses)

BIRATE	INFLASI
1.000000	-12.57586 (1.12424)

Adjustment coefficients (std.err. in parentheses)

D(BIRATE)	-0.005811 (0.00385)
D(INFLASI)	0.086404 (0.01445)

LAMPIRAN 8. PENDUGAAN PARAMETER VECM

Vector Error Correction Estimates

Date: 12/26/11 Time: 11:07

Sample(adjusted): 2003:03 2009:12

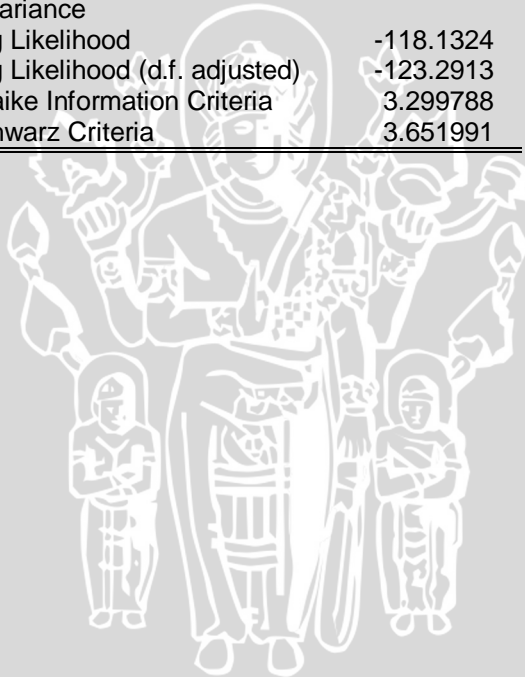
Included observations: 82 after adjusting
endpoints

Standard errors in () & t-statistics in []

Cointegrating Eq:		CointEq1	
BIRATE(-1)		1.000000	
INFLASI(-1)		-17.25034 (2.38011) [-7.24771]	
@TREND(03:01)		0.001234	
C		2.048823	
Error Correction:	D(BIRATE)	D(INFLASI)	
CointEq1	-0.003871 (0.00286) [-1.35148]	0.064295 (0.01065) [6.03833]	
D(BIRATE(-1))	0.665062 (0.09095) [7.31267]	0.704663 (0.33813) [2.08401]	
D(INFLASI(-1))	0.033115 (0.03460) [0.95698]	0.174066 (0.12865) [1.35299]	
C	-0.020916 (0.06362) [-0.32878]	0.108451 (0.23652) [0.45853]	
@TREND(03:01)	2.85E-05 (0.00129) [0.02203]	-0.001215 (0.00481) [-0.25279]	

LAMPIRAN 8. (lanjutan) PENDUGAAN PARAMETER VECM

R-squared	0.590179	0.448939
Adj. R-squared	0.568889	0.420312
Sum sq. resid	5.896668	81.50721
S.E. equation	0.276731	1.028851
F-statistic	27.72167	15.68259
Log likelihood	-8.427350	-116.1058
Akaike AIC	0.327496	2.953800
Schwarz SC	0.474248	3.100552
Mean dependent	-0.070488	0.001585
S.D. dependent	0.421467	1.351312
<hr/>		
Determinant Residual		0.069346
Covariance		
Log Likelihood		-118.1324
Log Likelihood (d.f. adjusted)		-123.2913
Akaike Information Criteria		3.299788
Schwarz Criteria		3.651991
<hr/>		



LAMPIRAN 9. UJI KELAYAKAN MODEL

VEC Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations

H0: no residual autocorrelations up to lag h

Date: 12/26/11 Time: 11:11

Sample: 2003:01 2009:12

Included observations: 82

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	2.361529	NA*	2.390684	NA*	NA*
2	8.025331	0.0907	8.196081	0.0847	4
3	9.674231	0.2886	9.907597	0.2716	8
4	12.01746	0.4443	12.37099	0.4164	12
5	15.95785	0.4559	16.56725	0.4141	16
6	18.32965	0.5657	19.12630	0.5136	20
7	19.37065	0.7319	20.26446	0.6816	24
8	22.42292	0.7613	23.64670	0.7000	28
9	22.94746	0.8799	24.23591	0.8358	32
10	25.09792	0.9135	26.68504	0.8706	36
11	26.62432	0.9482	28.44793	0.9140	40
12	28.95871	0.9609	31.18250	0.9271	44

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

LAMPIRAN 10. PENDUGAAN PARAMETER TVECM

```
tvecm<-TVECM(zero, nthresh=2, lag=1, ngridBeta=155, ngridTh=155, plot=TRUE, trim=0.15,
common="All")
3520 (14.7%) points of the grid lead to regimes with percentage of observations < trim and
were not computed
There were 3 thresholds/cointegrating combinations ( 0.05 / 0.0589063831736344 , 0.05 /
0.0589063831736344 , 0.05 / 0.0589063831736344 , )
which minimize the SSR in the first search, the first one 0.05 0.06 was taken
Best threshold from first search 0.05
Best cointegrating value 0.05890638
There were 2 thresholds values which minimize the SSR in the conditional step, the first one
was taken
Second best (conditionnal on the first one) 0.05 0.4 SSR 45.24667
There were 4 thresholds values which minimize the SSR in the iterative step, the first one
was taken
Second step best thresholds 0.1 0.4 SSR 38.36713
> class(tvecm)
[1] "TVECM" "nlVar"
> tvecm
Model TVECM with 2 thresholds

$Bdown
          ECT          Const Inflasi t -1 BI.Rate t -1
Equation Inflasi -0.3923380  0.02184033  -0.2425838  0.04636174
Equation BI.Rate  0.4393652 -0.01476472  -0.1325537  0.43972547
```

LAMPIRAN 10. (lanjutan) PENDUGAAN PARAMETER TVECM

```
$Bmiddle
      ECT      Const Inflasi t -1 BI.Rate t -1
Equation Inflasi -17.1619360 4.5452912    0.6350494    5.281462
Equation BI.Rate  0.3388997 0.1314882    0.0334686    1.724290

$Bup
      ECT      Const Inflasi t -1 BI.Rate t -1
Equation Inflasi -1.43227391 0.54215054    0.31789636    1.0512262
Equation BI.Rate -0.01438411 -0.01168521    0.07336743    0.8129676

Threshold value[1] 0.1 0.4
> logLik(tvecm)
[1] 8.104166
> AIC(tvecm)
[1] -280.2708
> BIC(tvecm)
[1] -217.6961
```

LAMPIRAN 10. (lanjutan) PENDUGAAN PARAMETER TVECM

```
> summary(tvecm)
#####
###Model TVECM
#####
Full sample size: 84      End sample size: 82
Number of variables: 2   Number of estimated parameters 24
AIC -280.2708   BIC -217.6961   SSR 38.36713

Cointegrating vector: (1, - 0.05890638 )
$Bdown
      ECT              Const      Inflasi t -1
Equation Inflasi -0.3923(0.3837)  0.0218(0.8995)  -0.2426(0.3138)
Equation BI.Rate 0.4394(0.0024)** -0.0148(0.7844)  -0.1326(0.0800).
      BI.Rate t -1
Equation Inflasi 0.0464(0.8628)
Equation BI.Rate 0.4397(1.4e-06)***

$Bmiddle
      ECT              Const      Inflasi t -1
Equation Inflasi -17.1619(8.2e-10)***  4.5453(4.5e-11)***  0.6350(0.1559)
Equation BI.Rate 0.3389(0.6546)      0.1315(0.4728)      0.0335(0.8093)
      BI.Rate t -1
Equation Inflasi 5.2815(1.9e-10)***
Equation BI.Rate 1.7243(4.4e-11)***
```

LAMPIRAN 10. (lanjutan) PENDUGAAN PARAMETER TVECM

\$Bup

	ECT	Const	Inflasi t -1
Equation Inflasi	-1.4323(7.5e-05)***	0.5422(0.0446)*	0.3179(0.0935).
Equation BI.Rate	-0.0144(0.8926)	-0.0117(0.8881)	0.0734(0.2127)
	BI.Rate t -1		
Equation Inflasi	1.0512(0.2888)		
Equation BI.Rate	0.8130(0.0100)**		

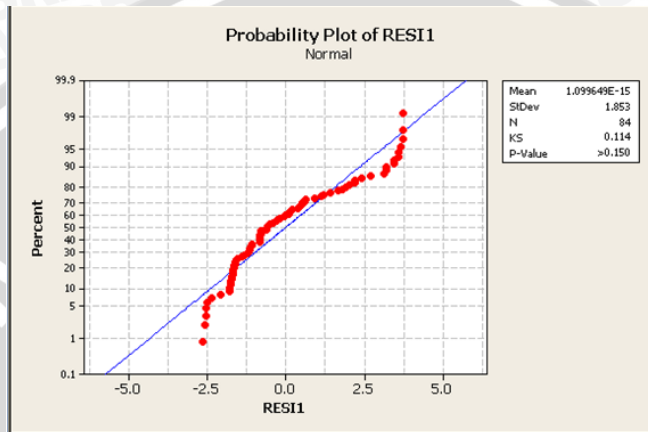
Threshold

Values: 0.1 0.4

Percentage of Observations in each regime 59.8% 15.9% 24.4%>



LAMPIRAN 11. ASUMSI KENORMALAN RESIDUAL TVECM



LAMPIRAN 12. TABEL NILAI KRITIS UJI KOLMOGOROV-SMIRNOV

n	$\alpha = 0,20$	$\alpha = 0,10$	$\alpha = 0,05$	$\alpha = 0,02$	$\alpha = 0,01$
1	0,900	0,950	0,975	0,990	0,995
2	0,684	0,776	0,842	0,900	0,929
3	0,565	0,636	0,708	0,785	0,829
4	0,493	0,565	0,624	0,689	0,734
5	0,447	0,509	0,563	0,627	0,669
6	0,410	0,468	0,519	0,577	0,617
7	0,381	0,436	0,483	0,538	0,576
8	0,359	0,410	0,454	0,507	0,542
9	0,339	0,387	0,430	0,480	0,513
10	0,323	0,369	0,409	0,457	0,486
11	0,308	0,352	0,391	0,437	0,468
12	0,296	0,338	0,375	0,419	0,449
13	0,285	0,325	0,361	0,404	0,432
14	0,275	0,314	0,349	0,390	0,418
15	0,266	0,304	0,338	0,377	0,404
16	0,258	0,295	0,327	0,366	0,392
17	0,250	0,286	0,318	0,355	0,381

LAMPIRAN 12. (lanjutan) TABEL NILAI KRITIS UJI
KOLMOGOROV-SMIRNOV

18	0,244	0,279	0,309	0,346	0,371
19	0,237	0,271	0,301	0,337	0,361
20	0,232	0,265	0,294	0,329	0,352
21	0,226	0,259	0,287	0,321	0,344
22	0,221	0,253	0,281	0,314	0,337
23	0,216	0,247	0,275	0,307	0,330
24	0,212	0,242	0,269	0,301	0,323
25	0,208	0,238	0,264	0,295	0,317
26	0,204	0,233	0,259	0,290	0,311
27	0,200	0,229	0,254	0,284	0,305
28	0,197	0,225	0,250	0,279	0,300
29	0,193	0,221	0,246	0,275	0,295
30	0,190	0,218	0,242	0,270	0,290
35	0,177	0,202	0,224	0,251	0,269

LAMPIRAN 12. (lanjutan) TABEL NILAI KRITIS UJI
KOLMOGOROV-SMIRNOV

40	0,165	0,189	0,210	0,235	0,252
45	0,156	0,179	0,198	0,222	0,238
50	0,148	0,170	0,188	0,211	0,226
55	0,142	0,162	0,180	0,201	0,216
60	0,136	0,155	0,172	0,193	0,207
65	0,131	0,149	0,166	0,185	0,199
70	0,126	0,144	0,160	0,179	0,192
75	0,122	0,139	0,154	0,173	0,185
80	0,118	0,135	0,150	0,167	0,179
85	0,114	0,131	0,145	0,162	0,174
90	0,111	0,127	0,141	0,158	0,169
95	0,108	0,124	0,137	0,154	0,165
100	0,106	0,121	0,134	0,150	0,161

Pendekatan $1,07/\sqrt{n}$ $1,22/\sqrt{n}$ $1,36/\sqrt{n}$ $1,52/\sqrt{n}$ $1,63/\sqrt{n}$

LAMPIRAN 13. TABEL NILAI KRITIS DISTRIBUSI *CHI-SQUARE*

df	P = 0.05	P = 0.01	P = 0.001
1	3.84	6.64	10.83
2	5.99	9.21	13.82
3	7.82	11.35	16.27
4	9.49	13.28	18.47
5	11.07	15.09	20.52
6	12.59	16.81	22.46
7	14.07	18.48	24.32
8	15.51	20.09	26.13
9	16.92	21.67	27.88
10	18.31	23.21	29.59
11	19.68	24.73	31.26
12	21.03	26.22	32.91
13	22.36	27.69	34.53
14	23.69	29.14	36.12
15	25.00	30.58	37.70
16	26.30	32.00	39.25

LAMPIRAN 13.(lanjutan) TABEL NILAI KRITIS DISTRIBUSI
CHI-SQUARE



17	27.59	33.41	40.79
18	28.87	34.81	42.31
19	30.14	36.19	43.82
20	31.41	37.57	45.32
21	32.67	38.93	46.80
22	33.92	40.29	48.27
23	35.17	41.64	49.73
24	36.42	42.98	51.18
25	37.65	44.31	52.62
26	38.89	45.64	54.05
27	40.11	46.96	55.48
28	41.34	48.28	56.89
29	42.56	49.59	58.30
30	43.77	50.89	59.70
31	44.99	52.19	61.10
32	46.19	53.49	62.49
33	47.40	54.78	63.87
34	48.60	56.06	65.25

LAMPIRAN 13.(lanjutan) TABEL NILAI KRITIS DISTRIBUSI
CHI-SQUARE

35	49.80	57.34	66.62
36	51.00	58.62	67.99
37	52.19	59.89	69.35
38	53.38	61.16	70.71
39	54.57	62.43	72.06
40	55.76	63.69	73.41
41	56.94	64.95	74.75
42	58.12	66.21	76.09
43	59.30	67.46	77.42
44	60.48	68.71	78.75
45	61.66	69.96	80.08
65	84.82	94.42	105.97
66	85.97	95.63	107.26

LAMPIRAN 14. TABEL NILAI KRITIS DISTRIBUSI F

df2\df1	1	2	3	4	5	6
3	10.13	9.55	9.28	9.12	9.01	8.94
4	7.71	6.94	6.59	6.39	6.26	6.16
5	6.61	5.79	5.41	5.19	5.05	4.95
6	5.99	5.14	4.76	4.53	4.39	4.28
7	5.59	4.74	4.35	4.12	3.97	3.87
8	5.32	4.46	4.07	3.84	3.69	3.58
9	5.12	4.26	3.86	3.63	3.48	3.37
10	4.96	4.1	3.71	3.48	3.33	3.22
11	4.84	3.98	3.59	3.36	3.2	3.09
12	4.75	3.89	3.49	3.26	3.11	3
13	4.67	3.81	3.41	3.18	3.03	2.92
14	4.6	3.74	3.34	3.11	2.96	2.85
15	4.54	3.68	3.29	3.06	2.9	2.79
16	4.49	3.63	3.24	3.01	2.85	2.74
17	4.45	3.59	3.2	2.96	2.81	2.7
18	4.41	3.55	3.16	2.93	2.77	2.66
19	4.38	3.52	3.13	2.9	2.74	2.63
20	4.35	3.49	3.1	2.87	2.71	2.6
22	4.3	3.44	3.05	2.82	2.66	2.55
24	4.26	3.4	3.01	2.78	2.62	2.51
26	4.23	3.37	2.98	2.74	2.59	2.47
28	4.2	3.34	2.95	2.71	2.56	2.45
30	4.17	3.32	2.92	2.69	2.53	2.42
35	4.12	3.27	2.87	2.64	2.49	2.37
40	4.08	3.23	2.84	2.61	2.45	2.34
45	4.06	3.2	2.81	2.58	2.42	2.31
50	4.03	3.18	2.79	2.56	2.4	2.29
60	4	3.15	2.76	2.53	2.37	2.25
70	3.98	3.13	2.74	2.5	2.35	2.23
80	3.96	3.11	2.72	2.49	2.33	2.21

LAMPIRAN 14. (lanjutan) TABEL NILAI KRITIS DISTRIBUSI F

100	3.94	3.09	2.7	2.46	2.31	2.19
200	3.89	3.04	2.65	2.42	2.26	2.14
500	3.86	3.01	2.62	2.39	2.23	2.12
1000	3.85	3	2.61	2.38	2.22	2.11
>1000	1.04	3	2.61	2.37	2.21	2.1

UNIVERSITAS BRAWIJAYA



LAMPIRAN 15. TABEL NILAI KRITIS DISTRIBUSI T

df	P=0.05	P=0.01	P=0.001
1	12.71	63.66	636.61
2	4.3	9.92	31.6
3	3.18	5.84	12.92
4	2.78	4.6	8.61
5	2.57	4.03	6.87
6	2.45	3.71	5.96
7	2.36	3.5	5.41
8	2.31	3.36	5.04
9	2.26	3.25	4.78
10	2.23	3.17	4.59
11	2.2	3.11	4.44
12	2.18	3.05	4.32
13	2.16	3.01	4.22
14	2.14	2.98	4.14
15	2.13	2.95	4.07
16	2.12	2.92	4.02
17	2.11	2.9	3.97
18	2.1	2.88	3.92
19	2.09	2.86	3.88
20	2.09	2.85	3.85
21	2.08	2.83	3.82
22	2.07	2.82	3.79
23	2.07	2.81	3.77
24	2.06	2.8	3.75
25	2.06	2.79	3.73
26	2.06	2.78	3.71
27	2.05	2.77	3.69
28	2.05	2.76	3.67
29	2.05	2.76	3.66
30	2.04	2.75	3.65

LAMPIRAN 15. (lanjutan) TABEL NILAI KRITIS DISTRIBUSI T

31	2.04	2.74	3.63
32	2.04	2.74	3.62
33	2.03	2.73	3.61
34	2.03	2.73	3.6
35	2.03	2.72	3.59
36	2.03	2.72	3.58
37	2.03	2.72	3.57
38	2.02	2.71	3.57
39	2.02	2.71	3.56
40	2.02	2.7	3.55
41	2.02	2.7	3.54
42	2.02	2.7	3.54
43	2.02	2.7	3.53
44	2.02	2.69	3.53
45	2.01	2.69	3.52
46	2.01	2.69	3.52
47	2.01	2.68	3.51
48	2.01	2.68	3.51
49	2.01	2.68	3.5
50	2.01	2.68	3.5
51	2.01	2.68	3.49
52	2.01	2.67	3.49
53	2.01	2.67	3.48
54	2	2.67	3.48
55	2	2.67	3.48
56	2	2.67	3.47
57	2	2.66	3.47
58	2	2.66	3.47
59	2	2.66	3.46
60	2	2.66	3.46
61	2	2.66	3.46

LAMPIRAN 15. (lanjutan) TABEL NILAI KRITIS DISTRIBUSI T

62	2	2.66	3.46
63	2	2.66	3.45
64	2	2.65	3.45
65	2	2.65	3.45
66	2	2.65	3.44
67	2	2.65	3.44
68	2	2.65	3.44
69	2	2.65	3.44
70	1.99	2.65	3.44
71	1.99	2.65	3.43
72	1.99	2.65	3.43
73	1.99	2.64	3.43
74	1.99	2.64	3.43
75	1.99	2.64	3.43
76	1.99	2.64	3.42
77	1.99	2.64	3.42
78	1.99	2.64	3.42
79	1.99	2.64	3.42
80	1.99	2.64	3.42
81	1.99	2.64	3.42
82	1.99	2.64	3.41
83	1.99	2.64	3.41
84	1.99	2.64	3.41
85	1.99	2.63	3.41
86	1.99	2.63	3.41
87	1.99	2.63	3.41
88	1.99	2.63	3.41
89	1.99	2.63	3.4
90	1.99	2.63	3.4
91	1.99	2.63	3.4
92	1.99	2.63	3.4

LAMPIRAN 15. (lanjutan) TABEL NILAI KRITIS DISTRIBUSI T

93	1.99	2.63	3.4
94	1.99	2.63	3.4
95	1.99	2.63	3.4
96	1.99	2.63	3.4
97	1.98	2.63	3.39
98	1.98	2.63	3.39
99	1.98	2.63	3.39
100	1.98	2.63	3.39

