



TESIS - SS14 2501

**ANALISIS HUBUNGAN PRODUK DOMESTIK BRUTO  
DAN EKSPOR INDONESIA DENGAN PENDEKATAN  
*THRESHOLD VECTOR ERROR CORRECTION*  
*MODEL (TVECM)***

Gama Putra Danu Sohibien  
1313201720

DOSEN PEMBIMBING:  
Dr. Drs. Brodjol Sutijo Supri Ulama, M.Si.

PROGRAM MAGISTER  
JURUSAN STATISTIKA  
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM  
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER  
SURABAYA  
2015





THESIS - SS14 2501

**ANALYSIS OF RELATIONSHIP BETWEEN GROSS  
DOMESTIC PRODUCT AND EXPORT BY USING  
THRESHOLD VECTOR ERROR CORRECTION  
MODEL (TVECM) APPROACH**

Gama Putra Danu Sohibien  
NRP. 1313201720

**SUPERVISOR**  
Dr. Drs. Brodjol Sutijo Supri Ulama, M.Si.

**PROGRAM OF MAGISTER  
DEPARTMENT OF STATISTICS  
FACULTY OF MATEMATICS AND NATURAL SCIENCE  
INSTITUTE OF TECHNOLOGY SEPULUH NOPEMBER  
SURABAYA  
2015**



**ANALISIS HUBUNGAN PRODUK DOMESTIK BRUTO DAN  
EKSPOR INDONESIA DENGAN PENDEKATAN *THRESHOLD*  
*VECTOR ERROR CORRECTION MODEL* (TVECM)**

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

di  
Institut Teknologi Sepuluh Nopember

Oleh:

**GAMA PUTRA DANU SOHIBIEN**  
NRP:1313 201 720

Tanggal Ujian : 28 Januari 2015

Periode Wisuda : Maret 2015

Disetujui Oleh:

  
1. **Dr. Brodjol Sutijo Suprih Ulama, M.Si** (Pembimbing)  
NIP. 19660125 199002 1 001

  
2. **Dr. Ir. Setiawan, M.S** (Penguji)  
NIP. 19601030 198701 1 001

  
3. **Dr. rer. pol. Heri Kuswanto, M.Si** (Penguji)  
NIP: 19820326 200312 1 004

  
Direktur Program Pascasarjana

  
**Prof. Dr. Ir. Adi Soeprijanto, M.T.**  
NIP. 19640405 199002 1 001

# **ANALISIS HUBUNGAN PRODUK DOMESTIK BRUTO DAN EKSPOR INDONESIA DENGAN PENDEKATAN *THRESHOLD VECTOR ERROR CORRECTION MODEL***

Nama Mahasiswa : Gama Putra Danu Sohibien  
NRP : 1313201720  
Pembimbing : Dr. Drs. Brodjol Sutijo Supri Ulama, M.Si

## **ABSTRAK**

Salah satu faktor yang berpengaruh langsung terhadap Produk Domestik Bruto (PDB), adalah ekspor. Peningkatan ekspor mendorong negara pengekspor melakukan peningkatan produksi yang berdampak pada kenaikan nilai PDB. Di sisi lain peningkatan PDB mendorong para produsen untuk meningkatkan ekspor barang produksinya. Salah satu pendekatan yang dapat digunakan untuk menganalisis hubungan antara ekspor dan PDB adalah dengan *Vector Error Correction Model* (VECM). Model VECM memasukan penyesuaian sebagai koreksi bagi ketidakseimbangan atau penyimpangan yang terjadi di jangka pendek. Pada model VECM, pola hubungan antara penyimpangan dan dinamika jangka pendek dianggap linear. Namun pola hubungan antara penyimpangan dengan dinamika jangka pendek mungkin saja tidak linear di berbagai keadaan ekonomi. Model yang dapat digunakan ketika pola hubungan antara penyimpangan dan dinamika jangka pendek tidak linear adalah *Threshold Vector Error Correction Model* (TVECM). Hasil uji kointegrasi menunjukkan bahwa terdapat keseimbangan jangka panjang antara PDB dan ekspor di Indonesia. Berdasarkan residual data *insample*, model TVECM 3 rezim merupakan model terbaik dibandingkan 3 model lainnya (VAR, VECM, dan TVECM 2 rezim). Sedangkan berdasarkan residual data *outsample*, TVECM 2 rezim merupakan model terbaik dibandingkan 3 model lainnya (VAR, VECM, dan TVECM 3). Sehingga model terbaik untuk peramalan adalah model TVECM dengan 2 rezim.

**Kata Kunci:** PDB, Ekspor, Kointegrasi, Threshold, TVECM



# **ANALYSIS OF RELATIONSHIP BETWEEN GROSS DOMESTIC PRODUCT AND EXPORT BY USING THRESHOLD VECTOR ERROR CORRECTION MODEL (TVECM) APPROACH**

By : Gama Putra Danu Sohibien  
Student Identity Number : 1313201720  
Supervisor : Dr. Drs. Brodjol Sutijo Supri Ulama, M.Si

## **ABSTRACT**

One of the factors that directly influences Gross Domestic product (GDP) is export. The increasing of export spurs the exportir country to increase their productions which can give the impact to the increasing of GDP. On the other hand, the increasing of GDP allows producers to increase their production export. One of the approaches that can be used to analyze the relationship between export and GDP is by using Vector Error Correction Model (VECM). VECM includes the adjusment as a correction to disequilibrium or deviation which occur in the short-term. In VECM, the relationship between deviation and short-term dynamics is considered to have a linear pattern. However, the pattern of it may not be linear in various economic circumtances. Model which can be used when the relationship pattern between deviation and short-term dynamics is not linear is Threshold Vector Error Correction Model (TVECM). Cointegration test result shows that there is a long run relationship between GDP and export in Indonesia. According to the insample residual, TVECM with 3 regimes is the best than other models (VAR, VECM, and TVECM with 2 regimes). According to outsample residual, TVECM with 2 regimes is the best than other models (VAR, VECM, and TVECM with 3 regimes) . So the best model for forecasting is TVECM with two regimes.

**Keywords:** GDP, Export, Cointegration, Threshold, TVECM



## KATA PENGANTAR

Alhamdulillah, puji syukur senantiasa penulis panjatkan kehadirat Allah SWT yang telah melimpahkan rahmat dan menganugrahkan ilmu pengetahuan dan kemudahan sehingga tesis yang berjudul “Analisis Hubungan produk Domestik Bruto dan Ekspor Indonesia dengan Pendekatan *Threshold Vector Error Correction Model (TVECM)*” dapat diselesaikan.

Penulis menyadari dalam menyelesaikan tesis ini tidak lepas dari bimbingan, arahan, bantuan, dan dukungan baik moril maupun materil dari berbagai pihak. Untuk itu pada kesempatan ini penulis mengucapkan terima kasih dan penghargaan yang sebesar-besarnya kepada:

1. Istriku tercinta, Siti Puji Utami dan buah hati kami yang lucu, Raka Tama Aflah Ubaidillah. Terima kasih atas doa, motivasi, dan kesabaran kalian kepada ayah selama ayah menempuh pendidikan S2 ini. Kalian adalah alasan ayah untuk menyelesaikan S2 ini dengan sebaik-baiknya. Terima kasih juga laptop dari bunda yang selalu setia menemani ayah dalam setiap mengerjakan tesis maupun tugas lain sampai larut malam.
2. Mamah ku, Ibu Masnun dan papah ku, Bapak Eman Daiman, terima kasih atas doa, nasihat, dan dukungannya. Keberuntungan yang beban dapatkan merupakan jawaban Allah atas doa-doa yang selalu mamah dan papah panjatkan untuk beban.
3. Kedua Mertua ku, Ibu Wati dan bapak Kasidin, terima kasih atas doa dan dukungannya selama penulis menyelesaikan kuliah ini.
4. Kakak ku Diana Syahriaynti dan Toni Setiawan, terimakasih doa dan dukungan kalian. Terima kasih motornya yang menjadi teman penulis dalam berpergian selama di Surabaya.
5. Adik-adikku Hasrul Abdu Rahman, Dwi Rizki Septiari, dan Rizki Triono terima kasih doa dan dukungannya, teruslah bersemangat untuk menggapai cita-cita kalian.
6. Dr. Drs. Brodjol Sutijo Supri Ulama, M.Si sebagai pembimbing, terima kasih atas ilmu, bimbingan, dan motivasi kepada penulis

7. Dr.Ir. Setiawan, MS dan Dr.rer.pol Heri Kuswanto, MSi selaku penguji, terima kasih atas saran dan perbaikan saat menguji tesis ini.
8. Teman-teman seangkatan (S2 ITS BPS angkatan 7) terima kasih atas kerjasama dan kekompakannya selama ini.
9. Teman satu kos ku Moh.Choiril Anwar terima kasih sudah menjadi teman kos penulis selama 2 semester dan banyak membantu penulis saat kesulitan.
10. Ibu kos, Bu Pudja terima kasih atas kebaikannya kepada penulis selama penulis kos di Klampis Saccarossa
11. Semua pihak yang telah membantu penulis selama penyusunan tesis ini yang tidak bisa disebutkan satu-persatu.

Penulis menyadari bahwa manusia tidak ada yang sempurna sehingga kritik dan saran yang membangun dari berbagai pihak sangat penulis nantikan agar penelitian yang akan datang menjadi lebih baik lagi.

Surabaya, Januari 2015

Penulis

## DAFTAR ISI

	Halaman
<b>ABSTRAK</b>	vii
<b>ABSTRACT</b>	ix
<b>KATA PENGANTAR</b>	xi
<b>DAFTAR ISI</b>	xiii
<b>DAFTAR GAMBAR</b>	xv
<b>DAFTAR TABEL</b>	xvii
<b>DAFTAR LAMPIRAN</b>	xix
<b>BAB 1 PENDAHULUAN</b>	1
1.1 Latar Belakang	1
1.2 Rumusan Masalah	6
1.3 Tujuan Penelitian	7
1.4 Manfaat Penelitian	7
1.5 Batasan Permasalahan Penelitian	7
<b>BAB 2 TINJAUAN PUSTAKA</b>	9
2.1 Stasioneritas	9
2.2 <i>Vector Autoregression</i> (VAR)	13
2.3 Uji Lag Optimum	16
2.4 Uji Kausalitas Granger	17
2.5 Uji Kointegrasi	19
2.6 <i>Vector Error Correction Model</i> (VECM)	20
2.6.1 Estimasi Parameter Model VECM	22
2.7 <i>Threshold Vector Error Correction Model</i> (TVECM)	23
2.7.1 Estimasi Parameter Model TVECM	24
2.7.2 Pengujian Signifikansi Keberadaan Threshold	26
2.7.3 Asymtotic P-Values: <i>The Fixed Regressor Bootstrap</i>	28
2.8 Kriteria Pemilihan Model Terbaik	29
2.9 Uji Asumsi Kenormalan Residual (Multivariate Normal)	30
2.10 Uji Multivariate White Noise terhadap Residual	30
2.11 Produk Domestik Bruto (PDB)	31
2.12 Ekspor	32
2.13 Hubungan Antara PDB dengan Ekspor	33

<b>BAB 3 METODOLOGI PENELITIAN</b>	35
3.1 Sumber Data	35
3.2 Variabel Penelitian	35
3.3 Metode Analisis	35
<b>BAB 4 HASIL DAN PEMBAHASAN</b>	39
4.1 Analisis Deskriptif	39
4.2 Estimasi Koefisien Parameter	42
4.2.1 Model VAR	42
4.2.2 Model VECM	47
4.2.3 Model TVECM	48
4.3 Panjang Lag Optimum	53
4.4 Uji Kausalitas Granger	53
4.5 Uji Stasioneritas Data	54
4.6 Uji Kointegrasi	56
4.7 <i>Vector Error Correction Model</i> (VECM) PDB dan Ekspor	58
4.8 Uji Signifikansi Keberadaan Threshold	61
4.9 <i>Threshold Vector Error Correction Model</i> (TVECM)	61
4.10 Pengujian Asumsi Model VECM dan TVECM	71
4.11 Perbandingan Model	75
<b>BAB 5 KESIMPULAN DAN SARAN</b>	83
5.1 Kesimpulan	83
5.2 Saran	84
<b>DAFTAR PUSTAKA</b>	85
<b>LAMPIRAN</b>	89
<b>BIOGRAFI PENULIS</b>	121

## DAFTAR TABEL

No.Tabel	Judul Tabel	Hal
Tabel 4.1	Nilai Koefisien Korelasi antara PDB dan Ekspor Indonesia	39
Tabel 4.2	Statistik Deskriptif PDB dan Ekspor Indonesia	39
Tabel 4.3	Struktur Data Pemodelan VAR	42
Tabel 4.4	Struktur Data Pemodelan VECM	47
Tabel 4.5	Struktur Data Pemodelan TVECM	49
Tabel 4.6	Hasil Uji Panjang Lag Optimum	53
Tabel 4.7	Hasil Uji Kausalitas Granger antara PDB dan Ekspor	54
Tabel 4.8	Uji Stasioneritas Data Asli	55
Tabel 4.9	Uji Stasioneritas Data Setelah <i>Differencing</i> Pertama	56
Table 4.10	Uji Stasioneritas Residual Model Regresi	58
Tabel 4.11	Hasil Estimasi Koefisien Parameter VECM	58
Tabel 4.12	Hasil Uji Signifikansi Keberadaan <i>Threshold</i>	61
Tabel 4.13	Hasil Estimasi Koefisien Parameter TVECM 2 Rezim	62
Tabel 4.14	Hasil Estimasi Koefisien Parameter TVECM 3 Rezim	66
Tabel 4.15	Kriteria Pemilihan Model Terbaik Berdasarkan Data <i>Insample</i>	76
Tabel 4.16	Nilai Ralaman $\Delta PDB$ dan $\Delta Ekspor$ dengan Model VAR	76
Tabel 4.17	Nilai Ralaman $\Delta PDB$ dan $\Delta Ekspor$ dengan Model VECM	76
Tabel 4.18	Nilai Ralaman $\Delta PDB$ dan $\Delta Ekspor$ dengan Model TVECM 2 rezim	76
Tabel 4.19	Nilai Ralaman $\Delta PDB$ dan $\Delta Ekspor$ dengan Model TVECM 3 rezim	76
Tabel 4.20	Kriteria Pemilihan Model Terbaik Berdasarkan Residual Peramalan Data <i>Outsample</i> dengan Model VAR	77
Tabel 4.21	Kriteria Pemilihan Model Terbaik Berdasarkan Residual Peramalan Data <i>Outsample</i> dengan Model VECM	77
Tabel 4.22	Kriteria Pemilihan Model Terbaik Berdasarkan Residual Peramalan Data <i>Outsample</i> dengan Model TVECM 2 rezim	77
Tabel 4.23	Kriteria Pemilihan Model Terbaik Berdasarkan Residual Peramalan Data <i>Outsample</i> dengan Model TVECM 3 rezim	77



## DAFTAR GAMBAR

No.Gambar	Judul Gambar	Hal
Gambar 4.1	Time Series Plot dari PDB ( $Y_1$ ) dan Ekspor ( $Y_2$ )	40
Gambar 4.2	Pertumbuhan Ekonomi Indonesia Triwulan II 1989 – Triwulan IV 2013	41
Gambar 4.3	Pertumbuhan Ekspor Indonesia Triwulan 2 1989 – Triwulan 4 2013	41
Gambar 4.4	Perbandingan antara <i>Scatter Plot</i> Data Aktual dengan Garis Keseimbangan Jangka Panjang	57
Gambar 4.5	Nilai <i>Threshold</i> dan Koefisien Kointegrasi yang terpilih untuk Pemodelan TVECM 2 Rezim	62
Gambar 4.6	Plot Residual Distribusi <i>Normal Multivariate</i> Model VECM	71
Gambar 4.7	Plot Residual Distribusi <i>Normal Multivariate</i> Model TVECM 2 rezim	72
Gambar 4.8	Plot Residual Distribusi <i>Normal Multivariate</i> Model TVECM 3 rezim	72
Gambar 4.9	Output Pengujian Asumsi Residual White Noise pada Model VECM dengan <i>Portmanteau Test</i>	73
Gambar 4.10	Nilai AIC Model VARMA dari Residual VECM	74
Gambar 4.11	Nilai AIC Model VARMA dari Residual TVECM 2 Rezim	74
Gambar 4.12	Nilai AIC Model VARMA dari Residual TVECM 3 Rezim	74
Gambar 4.13	Perbandingan Time Series Plot $\Delta PDB$ dengan Ramalan $\Delta PDB$ dari Model VAR	78
Gambar 4.14	Perbandingan Time Series Plot $\Delta PDB$ dengan Ramalan $\Delta PDB$ dari Model VECM	78
Gambar 4.15	Perbandingan Time Series Plot $\Delta PDB$ dengan Ramalan $\Delta PDB$ dari Model TVECM 2 Rezim	79
Gambar 4.16	Perbandingan Time Series Plot $\Delta PDB$ dengan Ramalan $\Delta PDB$ dari Model TVECM 3 Rezim	79
Gambar 4.17	Perbandingan Time Series Plot $\Delta Ekspor$ dengan Ramalan $\Delta Ekspor$ dari Model VAR	80
Gambar 4.18	Perbandingan Time Series Plot $\Delta Ekspor$ dengan Ramalan $\Delta Ekspor$ dari Model VECM	80
Gambar 4.19	Perbandingan Time Series Plot $\Delta Ekspor$ dengan Ramalan $\Delta Ekspor$ dari Model TVECM 2 Rezim	81
Gambar 4.20	Perbandingan Time Series Plot $\Delta Ekspor$ dengan Ramalan $\Delta Ekspor$ dari Model TVECM 3 Rezim	81





# **BAB 1**

## **PENDAHULUAN**

### **1.1 Latar Belakang**

Pembangunan merupakan suatu proses perubahan yang meliputi perubahan struktur sosial, perubahan sikap hidup masyarakat, dan perubahan dalam kelembagaan (institusi) nasional. Selain itu, pembangunan juga meliputi perubahan beberapa variabel makroekonomi seperti meningkatnya tingkat pertumbuhan ekonomi, berkurangnya tingkat pengangguran, terjadinya stabilisasi harga, dan meningkatnya net ekspor. Menurut Todaro (2000), sasaran yang diinginkan dalam pembangunan suatu negara dapat tercapai dengan mengarahkan pembangunan tersebut pada tiga hal pokok, yaitu meningkatkan ketersediaan dan distribusi kebutuhan pokok bagi masyarakat, meningkatkan kesejahteraan hidup masyarakat, dan meningkatkan kemampuan masyarakat dalam mengakses baik kegiatan ekonomi maupun kegiatan sosial dalam kehidupannya.

Salah satu indikator untuk menilai keberhasilan pembangunan suatu negara, adalah dari pertumbuhan ekonomi. Pertumbuhan ekonomi merupakan terjadinya perkembangan kegiatan dalam perekonomian yang menyebabkan barang dan jasa yang diproduksi meningkat sehingga kemakmuran masyarakat dapat meningkat. Pertumbuhan ekonomi yang tinggi dan berkelanjutan merupakan syarat yang diperlukan bagi proses pembangunan ekonomi. Pertumbuhan ekonomi yang tinggi bertujuan untuk mempercepat pencapaian tingkat kesejahteraan hidup yang tinggi bagi penduduknya. Selain itu dengan tingkat pertumbuhan yang tinggi juga dimaksudkan untuk mengejar ketertinggalan dari negara lain.

Pertumbuhan ekonomi dapat dihitung dari perubahan relatif Produk Domestik Bruto (PDB). Hal ini berarti salah satu indikator adanya peningkatan pendapatan suatu negara dapat dilihat dari PDB, karena PDB digunakan untuk mengetahui kinerja suatu perekonomian. Salah satu faktor yang berpengaruh langsung terhadap pertumbuhan ekonomi, adalah perdagangan luar negeri melalui ekspor. Ekspor merupakan arus keluar sejumlah barang dan jasa dari suatu negara

ke pasar internasional. Adam Smith dan David Ricardo dalam Iqbal, Hameed, dan Devi (2012) mengemukakan bahwa suatu negara bisa mendapatkan keuntungan yang jauh lebih besar jika memiliki produk unggulan tertentu dan kemudian diekspor ke negara-negara lain yang tidak memiliki atau kekurangan produk tersebut. Ekspor secara langsung memberi kenaikan penerimaan pendapatan suatu negara. Dari kegiatan ekspor dapat diperoleh devisa yang dapat digunakan untuk meningkatkan teknologi dan investasi sehingga volume produksi dapat dengan mudah ditingkatkan. Selain itu, kegiatan dan peningkatan ekspor mendorong negara-negara pengekspor untuk melakukan peningkatan produksinya. Peningkatan produksi bisa terjadi pada sektor-sektor yang barang produksinya diekspor maupun sektor-sektor yang barang produksinya dijadikan bahan baku bagi sektor pengekspor. Peningkatan produksi dapat memberikan dampak pada terjadinya kenaikan nilai PDB. Sehingga dapat dikatakan bahwa ekspansi ekspor dapat meningkatkan pertumbuhan ekonomi (Grossman dan Helpman, 1991).

Menurut Khan, Malik, dan Hasan (1995), alasan yang dapat menerangkan hubungan antara ekspor dan pertumbuhan ekonomi adalah bahwa ekspansi ekspor memberikan kesempatan-kesempatan terkonsentrasinya investasi pada sektor-sektor tertentu yang memiliki keunggulan komparatif. Adanya ekspansi ekspor mendorong terealisasinya skala ekonomi di sektor ekspor. Selain itu, ekspor akan membangkitkan adanya perbaikan teknologi sebagai upaya mengurangi inefisiensi sehingga sektor ekspor mampu bersaing di pasar luar negeri.

Di sisi lain pertumbuhan ekonomi yang tinggi berarti terjadi kenaikan pendapatan nasional suatu negara. Hal ini bisa mengakibatkan terjadinya peningkatan investasi. Peningkatan investasi dapat berdampak pada peningkatan modal yang diikuti dengan peningkatan teknologi. Akibat dari dampak tersebut, terjadi peningkatan jumlah industri dalam negeri dan aktivitas produksi dalam negeri. Peningkatan jumlah industri berdampak pada peningkatan volume produksi dalam negeri sehingga memungkinkan para produsen untuk meningkatkan ekspor barang produksinya. Menurut Bhagwati (1988), ekspor dapat membantu meningkatkan PDB dan peningkatan PDB itu sendiri nantinya

dapat mendorong ekspor, sehingga PDB dan ekspor dapat memiliki hubungan yang saling mendukung.

Dalam teori ekonomi makro, hubungan antara ekspor dan pendapatan nasional merupakan suatu persamaan identitas karena ekspor merupakan bagian dari tingkat pendapatan nasional. Sedangkan dalam teori ekonomi pembangunan, keterkaitan kedua variabel tersebut tidak tertuju pada masalah persamaan identitas itu sendiri, melainkan lebih tertuju pada masalah, apakah ekspor bagi suatu negara mampu mengerakkan perekonomian secara keseluruhan yang pada akhirnya membuahkan kesejahteraan bagi masyarakat.

Jung dan Marshall dalam Aliman dan A. Budi Purnomo (2001) mengemukakan bahwa terdapat empat hipotesis hubungan antara ekspor dan pertumbuhan ekonomi, yaitu hipotesis ekspor sebagai motor penggerak bagi pertumbuhan ekonomi (*export led growth hypotesis*), ekspor menyebabkan turunnya pertumbuhan ekonomi (*export reducing growth hypotesis*), pertumbuhan ekonomi merupakan penggerak bagi ekspor (*internally generated export hypotesis*), dan pertumbuhan ekonomi akan menyebabkan turunnya ekspor (*growth reducing export hypothesis*).

Penelitian tentang hubungan antara ekspor dan PDB telah banyak dilakukan oleh beberapa peneliti diantaranya, adalah Iqbal, Hameed, dan Devi (2012), Lihan dan Yogi (2003), Mehrara dan Firouzjaee (2011), Silaghi (2009), Mishra (2011), dan Shan dan Tian (1998). Iqbal, Hameed, dan Devi (2012) melakukan penelitian mengenai hubungan antara ekspor dan pertumbuhan ekonomi di Pakistan dengan uji kausalitas granger. Hasil penelitiannya, adalah terjadi hubungan satu arah, yaitu PDB mempengaruhi ekspor. Lihan dan Yogi (2003) melakukan penelitian mengenai perkembangan ekspor dan pengaruhnya terhadap pertumbuhan ekonomi Indonesia kurun waktu 1984-2001 dengan pendekatan *Ordinary Least Square* (OLS). Hasil penelitiannya menunjukkan bahwa peranan ekspor di Indonesia tidak berpengaruh nyata terhadap perkembangan PDB di Indonesia. Mehrara dan Firouzjaee (2011) melakukan penelitian mengenai hubungan antara pertumbuhan ekspor dan pertumbuhan PDB di negara-negara berkembang dengan pendekatan uji kausalitas granger, panel kointegrasi, dan VECM. Hasil penelitiannya, adalah ada hubungan keseimbangan

jangka panjang antara ekspor dan PDB baik di negara yang kaya minyak maupun yang tidak namun hubungan jangka pendek hanya terjadi pada negara-negara berkembang yang tidak kaya minyak. Silaghi (2009) melakukan penelitian mengenai hubungan kausalitas ekspor dan PDB di negara-negara eropa tengah dan eropa timur dengan pendekatan uji kausalitas granger dan kointegrasi. Hasil penelitiannya, adalah terjadi hubungan kausalitas satu arah (ekspor mempengaruhi PDB) di negara Latvia, kausalitas satu arah (PDB mempengaruhi ekspor) di negara Hungaria, Romania, dan Slovenia. Sedangkan kausalitas dua arah terjadi di negara Bulgaria, Republik Ceko, Estonia, dan Litunia. Mishra (2011) melakukan penelitian mengenai dinamika hubungan antara ekspor dan pertumbuhan ekonomi di India dengan uji kointegrasi dan VECM. Hasilnya, adalah terdapat hubungan keseimbangan jangka panjang antara ekspor dan PDB namun tidak terdapat hubungan jangka pendek diantara keduanya. Shan dan Tian (1998) melakukan penelitian mengenai ekspor dan PDB Shanghai dengan uji kausalitas granger. Hasil penelitiannya terjadi hubungan kausalitas satu arah, yaitu PDB mempengaruhi ekspor.

Penelitian mengenai analisis hubungan antara ekspor dan PDB di Indonesia sudah banyak dilakukan, diantaranya dengan menggunakan pendekatan kointegrasi dan VECM. Metode kointegrasi dipopulerkan oleh Engle dan Granger pada tahun 1987 (Damodar Gujarati, 2004). Pendekatan kointegrasi berkaitan erat dengan pengujian terhadap kemungkinan adanya hubungan keseimbangan jangka panjang diantara variabel-variabel ekonomi. Metode kointegrasi dapat dijadikan solusi dari masalah *spurious regression*, yaitu model regresi dengan nilai  $R^2$  tinggi namun tidak ada hubungan yang signifikan antar variabel respon dan prediktor. *Error Correction Model* (ECM) merupakan model yang dikembangkan oleh Engel dan Granger untuk mengatasi masalah variabel-variabel yang saling berkointegrasi atau memiliki hubungan keseimbangan jangka panjang namun dalam jangka pendek tidak ada keseimbangan (*disequilibrium*). Ketidakseimbangan inilah yang sering ditemui dalam perilaku hubungan antar variabel ekonomi. Model ECM memasukan penyesuaian untuk melakukan koreksi bagi ketidakseimbangan yang terjadi, sehingga dinamika jangka pendek variabel-variabel di dalam sistem dipengaruhi oleh besarnya penyimpangan yang

terjadi. Jika terdapat  $n$  variabel maka maksimal akan ada sebanyak  $n$  ECM yang dapat dibentuk. Bila sebanyak  $n$  ECM tersebut estimasi parameternya dilakukan secara bersama-sama, maka model yang terbentuk disebut *Vector Error Correction Model* (VECM) .

Hubungan antara penyimpangan dan dinamika jangka pendek pada model VECM diasumsikan linear. Granger dan Terasvirta (1993) menyatakan bahwa hubungan antar variabel ekonomi biasanya tidak linear. Balke dan Fomby (1997) menyatakan bahwa besarnya penyesuaian terhadap keseimbangan jangka panjang dapat berbeda di berbagai keadaan ekonomi. Stigler (2010) menyatakan bahwa dalam makroekonomi, kebijakan sering diatur berdasarkan target, dimana intervensi dilakukan ketika penyimpangan terjadi secara signifikan dari target sehingga penyesuaian tidak dilakukan seketika itu juga melainkan dilakukan setelah penyimpangan melewati nilai *threshold*. Hal ini berlawanan dengan VECM dimana penyimpangan dikoreksi dengan cara yang sama baik pada saat penyimpangan meningkat ataupun menurun. Sehingga, bila pola hubungan antara penyimpangan dan dinamika jangka pendek adalah nonlinear maka model VECM tidak tepat untuk menggambarkan hubungan jangka pendek antar variabel. Dari semua penelitian yang sudah dilakukan tentang hubungan antara ekspor dan PDB di Indonesia, belum ada penelitian yang mengkaji hubungan tersebut dengan mempertimbangkan adanya pola penyesuaian nonlinear yang mungkin terjadi untuk mengoreksi ketidakseimbangan atau penyimpangan yang terjadi di jangka pendek.

*Threshold cointegration* yang diperkenalkan oleh Balke dan Fomby (1997), merupakan model yang menggabungkan ke-nonlinier-an dan kointegrasi. Model *threshold* didasarkan pada prinsip bahwa proses pemodelan data *time series* ditandai dengan adanya rezim yang terpisah, masing-masing rezim memiliki pola yang berbeda. Secara khusus model ini memungkinkan dilakukan penyesuaian nonlinier terhadap keseimbangan jangka panjang. Model ini sudah banyak diterapkan pada penelitian-penelitian terdahulu, seperti Esteve dan Prats (2010), Ihle dan Cramon (2008), Aprilia,dkk (2014), Lo dan Zivot (2001), Grasso (2010), Dube dan Zhou (2013), Binh (2011), Bildrici dan Aykac (2008), Chen, Choi, dan Hong (2013).

Dugaan adanya suatu *threshold* dalam kointegrasi telah memunculkan suatu konsep baru dalam menganalisis suatu hubungan variabel. Pada awalnya konsep ini dikemukakan oleh Tong (1983) dalam penelitiannya tentang *threshold autoregressive* pada data univariate, selanjutnya dikembangkan oleh Balke dan Fomby tentang *threshold* kointegrasi. Konsep *threshold* kointegrasi seperti yang diperkenalkan oleh Balke dan Fomby (1997) telah menarik perhatian para praktisi dalam mengungkap pola penyesuaian nonlinear harga relatif dan variabel lain. Ide dasar dari model *threshold* kointegrasi, adalah model dibentuk lebih dari satu rezim model *time series* yang dibagi berdasarkan nilai *error correction term* (ECT). Dengan kata lain efek *threshold* pada model VECM tergantung pada besarnya ketidakseimbangan terhadap sistem jangka panjang. Model yang digunakan untuk melakukan penyesuaian nonlinear terhadap ketidakseimbangan yang terjadi di jangka pendeknya disebut sebagai *Threshold Vector Error Correction Model* (TVECM).

Berdasarkan gambaran mengenai keterkaitan antara ekspor dan PDB, maka analisis mengenai hubungan antara kedua variabel tersebut menarik untuk diteliti. Dalam penelitian ini akan dilakukan analisis mengenai hubungan antara ekspor dan PDB di Indonesia dengan pendekatan TVECM.

## **1.2 Rumusan Masalah**

Berdasarkan latar belakang diatas, permasalahan yang dapat dirumuskan dalam tesis ini adalah :

1. Bagaimana bentuk estimasi koefisien parameter dari model VAR, VECM, dan TVECM
2. Bagaimanakah bentuk hubungan kausalitas dan model keseimbangan jangka panjang antara ekspor dan PDB di Indonesia?
3. Seberapa besar penyesuaian PDB dan ekspor untuk mengoreksi ketidakseimbangan dalam jangka pendeknya?

4. Bagaimana model hubungan antara ekspor dan PDB di Indonesia dengan pendekatan *Threshold Vector Error Correction Model* (TVECM)?
5. Bagaimana kinerja peramalan dari model VAR, VECM, dan TVECM

### **1.3 Tujuan Penelitian**

Berdasarkan rumusan masalah yang telah diuraikan diatas, maka tujuan yang ingin dicapai adalah :

1. Mengkaji bentuk estimasi koefisien parameter model VAR, VECM, dan TVECM
2. Mengetahui bentuk hubungan kausalitas dan model keseimbangan kesimbangan jangka panjang antara ekspor dan PDB di Indonesia
3. Mengetahui seberapa besar penyesuaian ekspor dan PDB untuk mengoreksi ketidakseimbangan dalam jangka pendeknya
4. Mendapatkan model yang menjelaskan hubungan antara ekspor dan PDB di Indonesia dengan pendekatan TVECM
5. Membandingkan kinerja peramalan dari model VAR, VECM, dan TVECM

### **1.4 Manfaat Penelitian**

Manfaat yang ingin dicapai dari hasil penelitian ini antara lain:

1. Mengembangkan wawasan keilmuan dan pengetahuan tentang model *time series* khususnya *Threshold Vector Error Correction Model* (TVECM).
2. Memberikan masukan kepada Pemerintah tentang suatu model yang dapat digunakan untuk menganalisis hubungan antara ekspor dan PDB serta meramal kedua variabel tersebut sebagai dasar penentuan kebijakan ke depannya.

### **1.5 Batasan Permasalahan Penelitian**

Batasan masalah pada penelitian ini adalah penyelesaian kasus *Threshold Vector Error Correction Model* (TVECM) untuk memodelkan ekspor dan PDB di Indonesia. Data yang digunakan, adalah data triwulanan untuk periode triwulan I 1989 sampai dengan triwulan IV 2013.



## BAB 2

### TINJAUAN PUSTAKA

#### 2.1 Stasioneritas

Suatu penelitian yang menggunakan data *time series* mengharuskan terpenuhinya asumsi stasioneritas data. Hal itu dikarenakan ketika meregresikan variabel *time series* dengan variabel *time series* lainnya sering kali kita mendapatkan nilai  $R^2$  yang sangat tinggi tetapi kenyataannya tidak ada hubungan diantara keduanya. Situasi ini dikenal dengan masalah regresi lancung (*spurious regression*). Akibat yang ditimbulkan dari regresi lancung antara lain, adalah estimator parameter model regresi tidak signifikan dan peramalan yang dilakukan berdasarkan regresi tersebut akan meleset. Regresi lancung dapat terjadi jika data *time series* yang digunakan menunjukkan unsur trend yang sangat kuat (kecenderungan naik atau turun). Hal ini menyebabkan tingginya  $R^2$  tidak disebabkan oleh adanya hubungan yang sebenarnya terjadi antar variabel *time series*, melainkan disebabkan oleh adanya kehadiran dari unsur trend yang ada di variabel *time series*.

Suatu data *time series* dikatakan stasioner apabila rata-rata dan variansnya konstan di sepanjang waktu dan kovarian dari dua nilai pada series tersebut hanya tergantung pada panjangnya waktu yang memisahkan kedua nilai tersebut. Secara statistik dapat dinyatakan sebagai berikut (Agus Widarjono, 2005) :

$$E(Y_t) = \mu$$

$$V(Y_t) = \sigma^2$$

$\text{Cov}(Y_t, Y_{t+k}) = \text{Cov}(Y_t, Y_{t-k}) = \gamma_k$ , yakni kovarian antar dua nilai yang dipisahkan oleh k periode.

Metode yang akan digunakan untuk melakukan uji stasioneritas data pada penelitian ini, adalah Uji *Augmented Dickey Fuller* (ADF), Uji *Phillips-Perron* (PP), dan Uji *Kwiatkowski - Phillips - Schmidt - Shin* (KPSS).

Awal proses uji stasioneritas data dengan uji Dickey Fuller (DF) dimulai dengan:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad ; \quad -1 \leq \rho \leq 1 \quad (2.1)$$

Dengan hipotesis:

Ho:  $\rho = 1$  (Data tidak stasioner)

H<sub>1</sub>:  $|\rho| < 1$  (Data stasioner)

Model 2.1 dapat dibentuk menjadi model alternatif berikut:

$$\Delta Y_t = (\rho - 1)Y_{t-1} + u_t \quad (2.2)$$

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + u_t \quad (2.3)$$

Ho:  $\gamma = 0$  (Data tidak stasioner)

H<sub>1</sub>:  $\gamma < 0$  (Data stasioner)

Statistik uji yang digunakan pada metode DF, adalah:

$$t = \frac{\hat{\gamma}}{SE(\gamma)}$$

pada uji DF jika tolak Ho, maka data sudah stasioner.

Uji akar unit DF mengasumsikan bahwa residual  $u_t$  adalah bersifat independen dengan rata-rata nol, varians konstan, dan tidak saling berhubungan antar waktu (non-autokorelasi). Uji DF memiliki kelemahan diantaranya, adalah belum bisa menangkap struktur depedensi yang terabaikan karena model DF adalah AR(1) dan belum mempertimbangkan adanya autokorelasi pada error term.

Uji ADF sudah dapat menangkap struktur depedensi lain yang terabaikan pada uji DF dan mempertimbangkan adanya autokorelasi pada *error term* jika series yang digunakan tidak stasioner, yaitu dengan memasukan variabel independen berupa kelambanan diferensi. Uji ini memiliki power yang lebih besar dibandingkan uji DF. Model umum untuk pengujian stasioneritas data pada ADF, adalah:

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \phi_j \Delta y_{t-j} + \alpha + \beta t + u_t \quad (2.4)$$

$$u_t \sim \text{IID } N(0, \sigma_u^2)$$

Hipotesis yang digunakan, adalah:

Ho:  $\gamma = 0$  (data tidak stasioner)

H<sub>1</sub>:  $\gamma < 0$  (data stasioner)

Tolak Ho, maka data sudah stasioner

Statistik uji yang digunakan pada metode ADF, adalah:

$$t = \frac{\hat{\gamma}}{SE(\gamma)}$$

Uji PP merupakan modifikasi non-parametrik untuk t-statistik Dickey-Fuller standar untuk memperhitungkan autokorelasi yang mungkin terjadi pada data *time series*. Uji PP dapat menangkap perubahan struktur data yang terjadi pada suatu variabel, dimana dalam hal ini uji DF dan ADF tidak dapat melakukannya. .

Adapun model untuk uji akar unit dari PP, adalah:

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.5)$$

Hipotesis yang digunakan dalam pengujian akar-akar unit ini, adalah:

$$H_0 : \rho = 1$$

$$H_1 : \rho < 1$$

Jika H<sub>0</sub> tidak ditolak maka data *time series* tersebut tidak stasioner. Tetapi jika H<sub>0</sub> ditolak maka data *time series* tersebut stasioner.

Model (2.5) yang digunakan untuk uji PP sama dengan model yang digunakan pada uji stasioneritas dengan DF. Perbedaan antara PP dengan DF adalah pada bentuk statistik ujinya. Statistik uji DF untuk mendeteksi adanya akar unit pada model 2.5 adalah sebagai berikut:

$$t_{\hat{\rho}} = \frac{(\hat{\rho}-1)}{s_{\varepsilon} / \sqrt{\sum_{t=2}^T Y_{t-1}^2 - \frac{1}{T} \sum_{t=2}^T (Y_{t-1})^2}} \quad (2.6)$$

Dimana,

$$s_{\varepsilon}^2 = \frac{\sum_{t=2}^T (Y_t - \hat{\alpha} Y_{t-1})}{T-1} \quad (2.7)$$

Phillips Perron menganjurkan metode alternatif nonparametrik untuk menguji serial korelasi dengan akar unit. Phillips Perron menggunakan estimator konstan untuk melakukan transformasi statistik uji  $t_{\hat{\rho}}$  sehingga diperoleh statistik uji PP sebagai berikut:

$$Z_t = \frac{S_\varepsilon}{S_{Tl}} t_{\hat{\rho}} - \frac{T(S_{Tl}^2 - S_\varepsilon^2)(se(\hat{\Phi}))}{2S_{Tl}}$$

dimana:

$$S_{Tl} = \left( T^{-1} \sum_{t=1}^T u_t^2 + 2T^{-1} \sum_{\tau=1}^l w_{\tau l} \sum_{t=\tau+1}^T u_t u_{t-\tau} \right)^{1/2}$$

$$w_{\tau l} = 1 - \tau/(l + 1)$$

$l$  menunjukkan periode adanya masalah autokorelasi

$$se(\hat{\Phi}) = \sqrt{\frac{S_\varepsilon^2}{\sum_{t=2}^T Y_{t-1}^2 - \frac{1}{T} \sum_{t=2}^T (Y_{t-1})^2}}$$

Untuk melakukan uji akar unit, nilai  $Z_t$  dibandingkan dengan nilai kritis nilai yang dikemukakan oleh Mackinnon.

Uji KPSS digunakan untuk menguji hipotesis nol bahwa data *time series* stasioner. Model ini seperti yang diusulkan pada tahun 1982 oleh Alok Bhargava untuk tes sampel terbatas untuk akar unit. Kemudian Denis Kwiatkowski, Peter CB Phillips, Peter Schmidt, dan Yongcheol Shin (1992) mengusulkan uji hipotesis nol bahwa series yang diamati adalah trend stasioner (stasioner sekitar trend deterministik).

Bentuk awal model untuk uji KPSS adalah sebagai berikut:

$$Y_t = \varsigma_t + \varepsilon_t \quad (2.8)$$

$$\text{Dimana, } \varsigma_t = \varsigma_{t-1} + u_t$$

$$u_t \sim IID N(0, \sigma_u^2)$$

Jika  $\sigma_u^2 = 0$ , maka  $\varsigma_t = \varsigma_0$  untuk semua  $t$  dan  $Y_t$  adalah stasioner.

Hipotesis nol yang digunakan, adalah

$$H_0: \sigma_u^2 = 0$$

$$H_1: \sigma_u^2 > 0$$

Statistik uji yang digunakan, adalah:

$$KPSS = \frac{1}{T^2} \frac{\sum_{t=1}^T S_t^2}{S^2} \quad (2.9)$$

$$S_t = \sum_{t=1}^T \varepsilon_t$$

$S^2$  adalah estimator The Newey-West HAC dengan rumus berikut:

$$S^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2 + 2T^{-1} \sum_{\tau=1}^l \sum_{t=\tau+1}^T w_{t\tau} \varepsilon_t \varepsilon_{t-j} \quad (2.10)$$

Dimana:

$$w_{t\tau} = 1 - \frac{\tau}{l+1} \quad (2.11)$$

## 2.2 Vector Autoregression (VAR)

Model *Vector Autoregression* (VAR) dipopulerkan pertama kali di dalam ekonometrik deret waktu oleh Sims pada tahun 1980. Model ini merupakan pengembangan dari model *univariate AR (autoregression)*. Menurut Enders (2004), model VAR merupakan suatu sistem persamaan dinamis dimana pendugaan suatu variabel pada periode tertentu tergantung pada pergerakan variabel tersebut dan variabel-variabel lain yang terlibat dalam sistem persamaan pada periode-periode sebelumnya.

VAR biasanya digunakan untuk memproyeksikan sistem variabel-variabel *time series*. Pada dasarnya VAR bisa dipadankan dengan suatu model persamaan simultan, oleh karena itu dalam analisis VAR, kita mempertimbangkan beberapa variabel endogen secara bersama-sama dalam suatu model. Dalam analisis VAR, masing-masing variabel selain diterangkan oleh nilainya sendiri di masa lampau, juga dipengaruhi oleh nilai masa lalu dari variabel endogen lainnya.

Ada beberapa keunggulan dari analisis VAR (Gujarati, 2004), yaitu:

1. Metode ini sederhana, peneliti tidak perlu khawatir untuk membedakan variabel endogen dan eksogen.
2. Estimasinya sederhana, dimana metode OLS dapat diaplikasikan pada tiap-tiap persamaan secara terpisah.
3. Hasil perkiraan (*forecast*) yang diperoleh dengan menggunakan metode ini dalam banyak kasus lebih bagus dibandingkan dengan hasil yang diperoleh dengan menggunakan model persamaan simultan yang kompleks sekalipun. Selain itu, analisis VAR juga merupakan alat analisis yang sangat berguna dalam memahami adanya hubungan timbal balik (*interrelationship*).

Selain itu, VAR juga mempunyai beberapa kekurangan, yaitu :

1. Sulit menentukan panjang lag optimal yang akan digunakan.
2. Semakin banyak lag yang digunakan maka semakin banyak pula parameter

yang diestimasi. Jika terdapat  $l$  persamaan untuk  $l$  variabel dan  $p$  lag untuk tiap variabel pada tiap persamaan, berarti parameter yang harus diestimasi adalah sebanyak  $l + pl^2$ .

3. Jika model VAR dengan  $l$  variabel, maka seluruh  $l$  variabel haruslah stasioner (secara bersama-sama), jika tidak data harus ditransformasi, namun terkadang data hasil transformasi kurang memuaskan.
4. Koefisien individual dari VAR model kadang sulit diinterpretasikan.

Bentuk umum dari model struktural VAR untuk 2 variabel dengan ordo 1, yaitu:

$$Y_{1t} = \alpha_{10} - \alpha_{12}Y_{2t} + \beta_{11}Y_{1t-1} + \beta_{12}Y_{2t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (2.12)$$

$$Y_{2t} = \alpha_{20} - \alpha_{21}Y_{1t} + \beta_{21}Y_{1t-1} + \beta_{22}Y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (2.13)$$

Sehingga,

$$Y_{1t} + \alpha_{12}Y_{2t} = \alpha_{10} + \beta_{11}Y_{1t-1} + \beta_{12}Y_{2t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (2.14)$$

$$Y_{2t} + \alpha_{21}Y_{1t} = \alpha_{20} + \beta_{21}Y_{1t-1} + \beta_{22}Y_{2t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (2.15)$$

Bentuk matriks persamaan di atas, adalah

$$\begin{bmatrix} 1 & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{1t-1} \\ Y_{2t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (2.16)$$

Atau

$$L\mathbf{y}_t = \mathbf{\Gamma}_0 + \mathbf{\Gamma}_1\mathbf{y}_{t-1} + \boldsymbol{\varepsilon}_t \quad (2.17)$$

Dimana:

$$L = \begin{bmatrix} 1 & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & 1 \end{bmatrix}; \mathbf{y}_t = \begin{bmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \end{bmatrix}; \mathbf{\Gamma}_0 = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \end{bmatrix}; \mathbf{\Gamma}_1 = \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{bmatrix}; \boldsymbol{\varepsilon}_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

Asumsi model struktural VAR di atas, adalah

1.  $Y_{1t}, Y_{2t}$  sudah stasioner
2.  $E(\varepsilon_{it}) = 0$
3.  $\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}$ , bersifat white noise dengan standar deviasi masing-masing, adalah  $\sigma_1, \sigma_2$  atau  $E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{st}) = \sigma^2$ , untuk  $i = s$
4.  $\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t}$  tidak saling berkorelasi atau  $E(\varepsilon_{it}\varepsilon_{st}) = 0$ , untuk  $i \neq s$

Model Struktural VAR bisa ditransformasi menjadi bentuk VAR non struktural. Dengan menggunakan aljabar matriks sebagai berikut:

1. Kalikan persamaan 2.17 dengan  $L^{-1}$  sehingga menjadi

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{A}_0 + \mathbf{A}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{e}_t \quad (2.18)$$

dimana:

$$\mathbf{A}_0 = L^{-1} \mathbf{F}_0 = \frac{1}{1 - \alpha_{12} \cdot \alpha_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -\alpha_{12} \\ -\alpha_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{\alpha_{10} - \alpha_{12} \alpha_{20}}{1 - \alpha_{12} \cdot \alpha_{21}} \\ -\alpha_{21} \frac{\alpha_{10} + \alpha_{20}}{1 - \alpha_{12} \cdot \alpha_{21}} \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{A}_1 = L^{-1} \mathbf{F}_1 = \frac{1}{1 - \alpha_{12} \cdot \alpha_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -\alpha_{12} \\ -\alpha_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} \\ \beta_{21} & \beta_{22} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{\beta_{11} - \alpha_{12} \beta_{21}}{1 - \alpha_{12} \cdot \alpha_{21}} & \frac{\beta_{12} - \alpha_{12} \beta_{22}}{1 - \alpha_{12} \cdot \alpha_{21}} \\ -\alpha_{21} \frac{\beta_{11} + \beta_{21}}{1 - \alpha_{12} \cdot \alpha_{21}} & -\alpha_{21} \frac{\beta_{12} + \beta_{22}}{1 - \alpha_{12} \cdot \alpha_{21}} \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{e}_t = L^{-1} \boldsymbol{\epsilon}_t = \frac{1}{1 - \alpha_{12} \cdot \alpha_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -\alpha_{12} \\ -\alpha_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{\epsilon_{1t} - \alpha_{12} \epsilon_{2t}}{1 - \alpha_{12} \cdot \alpha_{21}} \\ -\alpha_{21} \frac{\epsilon_{1t} + \epsilon_{2t}}{1 - \alpha_{12} \cdot \alpha_{21}} \end{bmatrix}$$

2. Kemudian persamaan (2.18) dapat ditulis menjadi

$$Y_{1t} = a_{10} + a_{11,1} Y_{1t-1} + a_{12,1} Y_{2t-1} + e_{1t} \quad (2.19)$$

$$Y_{2t} = a_{20} + a_{21,1} Y_{1t-1} + a_{22,1} Y_{2t-1} + e_{2t} \quad (2.20)$$

Dimana:

- $E(e_{1t}) = E\left(\frac{\epsilon_{1t} - \alpha_{12} \epsilon_{2t}}{1 - \alpha_{12} \cdot \alpha_{21}}\right) = 0$

- $V(e_{1t}) = E(e_{1t}^2) - (E(e_{1t}))^2 = E\left(\left(\frac{\epsilon_{1t} - \alpha_{12} \epsilon_{2t}}{1 - \alpha_{12} \cdot \alpha_{21}}\right)^2\right) = \frac{\sigma_1^2 - \alpha_{12}^2 \sigma_2^2}{(1 - \alpha_{12} \cdot \alpha_{21})^2}$

- $E(e_{1t} e_{1t-i}) = E \left[ \frac{(\varepsilon_{1t} - \alpha_{12} \varepsilon_{2t})(\varepsilon_{1t-i} - \alpha_{12} \varepsilon_{2t-i})}{(1 - \alpha_{12} \cdot \alpha_{21})^2} \right] = 0$  (tidak ada autokorelasi)
- $E(e_{1t} e_{2t}) = E \left[ \frac{(\varepsilon_{1t} - \alpha_{12} \varepsilon_{2t})(\varepsilon_{2t} - \alpha_{21} \varepsilon_{1t})}{(1 - \alpha_{12} \cdot \alpha_{21})^2} \right] = \frac{-(\alpha_{21} \sigma_1^2 + \alpha_{12} \sigma_2^2)}{(1 - \alpha_{12} \cdot \alpha_{21})^2}$  (saling berkorelasi)
- Pada saat yaitu saat  $\alpha_{12}$  dan  $\alpha_{21} = 0$ , maka  $E(e_{1t} e_{2t}) = 0$
- Matriks varians kovarians

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \text{var}(e_{1t}) & \text{cov}(e_{1t} e_{2t}) \\ \text{cov}(e_{1t} e_{2t}) & \text{var}(e_{2t}) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} \\ \sigma_{21} & \sigma_2^2 \end{bmatrix}$$

Dengan cara yang sama seperti pada VAR 2 variabel orde 1, Model Struktural VAR  $l$  variabel orde  $p$  bisa ditransformasi menjadi bentuk VAR non Struktural menjadi

$$Y_{1t} = a_{10} + a_{11,1}Y_{1t-1} + a_{12,1}Y_{2t-1} + \dots + a_{1n,1}Y_{nt-1} + \dots + a_{11,p}Y_{1t-p} + a_{12,p}Y_{2t-p} + \dots + a_{1n,p}Y_{nt-p} + e_{1t} \quad (2.21)$$

$$Y_{2t} = a_{20} + a_{21,1}Y_{1t-1} + a_{22,1}Y_{2t-1} + \dots + a_{2n,1}Y_{nt-1} + \dots + a_{21,p}Y_{1t-p} + a_{22,p}Y_{2t-p} + \dots + a_{2n,p}Y_{nt-p} + e_{2t} \quad (2.22)$$

$$\vdots$$

$$Y_{lt} = a_{l0} + a_{l1,1}Y_{1t-1} + a_{l2,1}Y_{2t-1} + \dots + a_{ln,1}Y_{nt-1} + \dots + a_{l1,p}Y_{1t-p} + a_{l2,p}Y_{2t-p} + \dots + a_{ln,p}Y_{nt-p} + e_{lt} \quad (2.23)$$

### 2.3 Uji Lag Optimum

Penentuan panjang lag optimum sangat penting dalam analisis data *time series*. Hal ini dilakukan karena hasil atau dampak sebuah kebijakan ekonomi biasanya tidak secara langsung berdampak pada aktivitas ekonomi saat itu juga, melainkan memerlukan waktu atau kelembaman agar dampaknya dapat terlihat/ dirasakan. Ada beberapa kriteria yang dapat digunakan untuk menentukan panjang lag optimum, yaitu *Akaike's information criterion* (AIC), *Schwarz information criterion* (SIC), *Hannan-Quinn Criterion* (HQ), dan *Final Prediction Error* (FPE). Berikut adalah formula untuk keempat metode tersebut (Venus Khim dan Liew, 2004) :

$$AIC_p = -2T[\ln(\hat{\sigma}_p^2)] + 2p$$

$$SIC_p = \ln(\hat{\sigma}_p^2) + \frac{[p \ln(T)]}{T}$$

$$HQ_p = \ln(\hat{\sigma}_p^2) + 2T^{-1}p \ln(\ln(T))$$

$$FPE_p = \hat{\sigma}_p^2 (T + p)(T - p)^{-1}$$

dimana:

p = panjang lag

$$\hat{\sigma}_p^2 = (T-p-1)^{-1} \sum_{t=1}^T \varepsilon_t^2$$

$\varepsilon_t$  = residual model

T = jumlah observasi

## 2.4 Uji Kausalitas Granger

Uji kausalitas pertama kali dikemukakan oleh Granger, sehingga uji ini dinamakan *Granger-Causality Test*. Hubungan kausalitas adalah hubungan jangka pendek antara kelompok tertentu dengan menggunakan pendekatan ekonometrik yang mencakup hubungan timbal balik. Hubungan kausalitas dapat terjadi antar dua variable, jika suatu variable (misalkan  $Y_1$ ) dipengaruhi oleh variabel lain (misalkan  $Y_2$ ) dengan menggunakan lag. Uji kausalitas Granger bertujuan untuk melihat pengaruh masa lalu dari suatu variabel terhadap kondisi variabel lain pada masa sekarang. Dengan kata lain uji kausalitas Granger dapat digunakan untuk melihat apakah peramalan  $Y_1$  dapat lebih akurat dengan memasukan lag variabel  $Y_2$  atau sebaliknya.

Dua hipotesis yang digunakan pada uji kausalitas Granger, adalah:

- $H_0: \alpha_{12,1} = \alpha_{12,2} = \dots = \alpha_{12,p} = 0$  ( $Y_2$  tidak mempengaruhi  $Y_1$ )  
 $H_1$ : paling sedikit ada satu  $\alpha_{12,i} \neq 0$  ( $Y_2$  mempengaruhi  $Y_1$ )
- $H_0: \alpha_{21,1} = \alpha_{21,2} = \dots = \alpha_{21,p} = 0$  ( $Y_1$  tidak mempengaruhi  $Y_2$ )  
 $H_1$ : paling sedikit ada satu  $\alpha_{21,i} \neq 0$  ( $Y_1$  mempengaruhi  $Y_2$ )

Bentuk umum dari model kausalitas Granger, adalah sebagai berikut:

$$Y_{1t} = \sum_{i=1}^p \beta_{11,i} Y_{1t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_{12,i} Y_{2t-i} + e_{1t} \quad (2.24)$$

$$Y_{2t} = \sum_{i=1}^p \alpha_{21,i} Y_{1t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_{22,i} Y_{2t-i} + e_{2t} \quad (2.25)$$

Bentuk model yang direstriksi untuk hipotesis yang pertama, adalah sebagai berikut:

$$Y_{1t} = \sum_{i=1}^p \beta_i Y_{1t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (2.26)$$

Bentuk model yang tidak direstriksi untuk hipotesis yang pertama adalah, adalah sebagai berikut:

$$Y_{1t} = \sum_{i=1}^p \beta_i Y_{1t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{2t-i} + \varepsilon_{12t} \quad (2.27)$$

Bentuk model yang direstriksi untuk hipotesis yang kedua, adalah sebagai berikut:

$$Y_{2t} = \sum_{i=1}^p \beta_i Y_{2t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (2.28)$$

Bentuk model yang tidak direstriksi untuk hipotesis yang pertama adalah, adalah sebagai berikut:

$$Y_{2t} = \sum_{i=1}^p \beta_i Y_{1t-i} + \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{2t-i} + \varepsilon_{22t} \quad (2.29)$$

Statistik uji yang digunakan pada uji kausalitas Granger, adalah statistik uji F, dengan rumus:

$$F_{uji} = \frac{(RSS_R - RSS_{UR}) / p}{RSS_R / (T - k)}$$

dimana :

$$RSS_R = \text{restricted residual sum of square} = \sum_{t=1}^n \varepsilon_{1t}^2$$

$$RSS_{UR} = \text{unrestricted residual sum of square} = \sum_{t=1}^n \varepsilon_{2t}^2$$

p = panjang lag

T = jumlah observasi

k = jumlah parameter yang diestimasi dalam *unrestricted regression*

$\varepsilon_{1t}$  = residual dari model yang direstriksi

$\varepsilon_{2t}$  = residual dari model yang tidak direstriksi

Jika nilai  $F_{uji}$  lebih besar dari nilai  $F_{((1-\alpha); p, (n-k))}$  maka  $H_0$  ditolak. Ada beberapa kemungkinan yang bisa terjadi dari hasil uji kausalitas Granger, yaitu: (Gujarati, 2004)

1.  $Y_2$  mempengaruhi  $Y_1$  atau *unidirectional causality from  $Y_2$  to  $Y_1$*  ( $Y_2 \rightarrow Y_1$ ).
2.  $Y_1$  mempengaruhi  $Y_2$  atau *unidirectional causality from  $Y_1$  to  $Y_2$*  ( $Y_1 \rightarrow Y_2$ ).
3.  $Y_2$  dan  $Y_1$  saling mempengaruhi atau *feedback atau bilateral causality* ( $Y_2 \Leftrightarrow Y_1$ ).
4.  $Y_2$  dan  $Y_1$  tidak saling mempengaruhi atau *independent* ( $Y_2 // Y_1$ ).

## 2.5 Uji Kointegrasi

*Cointegrating of two variabel* telah didefinisikan secara formal dan dikembangkan oleh Engle dan Granger (1987). Uji ini digunakan untuk mengetahui apakah dua variabel atau lebih yang tidak stasioner, saling berkointegrasi atau tidak. Menurut Enders (2004) beberapa catatan penting mengenai definisi kointegrasi adalah:

- Kointegrasi merupakan kombinasi linear dari variabel-variabel yang tidak stasioner
- Semua variabel harus terintegrasi pada orde yang sama. Jika suatu variabel memiliki derajat integrasi yang berbeda, maka kedua variabel ini dikatakan tidak berkointegrasi.
- Jika  $Y_t$  memiliki  $l$  komponen, maka kemungkinan terdapat  $(l-1)$  vektor kointegrasi yang independen linier. Banyaknya vektor kointegrasi ini dikenal sebagai *cointegrating rank*.

Dari uraian tentang definisi kointegrasi diatas, bisa dikatakan secara umum bahwa jika terdapat dua variabel yang stasioner pada derajat yang berbeda, maka dua variabel tersebut tidak mungkin berkointegrasi. Apabila series data stasioner pada derajat yang sama, maka data tersebut ada kemungkinan berkointegrasi. Bila data yang dipakai telah stasioner pada level atau  $I(0)$ , maka residual yang terjadi kemungkinan besar akan stasioner, sehingga penggambaran hubungan jangka panjang (kointegrasi) menjadi kurang bermakna.

Uji kointegrasi dapat digunakan untuk mengetahui apakah dua atau lebih variabel ekonomi atau variabel finansial memiliki hubungan keseimbangan jangka panjang. Menurut Gujarati (2004) jika dua variabel memiliki kointegrasi, maka model yang dihasilkan tidak akan *spurious* dan hasil dari uji t dan F nya akan valid. Prosedur pengujian kointegrasi dengan menggunakan prosedur Engle Granger, adalah sebagai berikut:

1. Lakukan pengujian stasioneritas pada dua variabel yang akan diuji hubungan keseimbangan jangka panjangnya.
2. Jika kedua variabel tersebut sudah stasioner pada level  $I(0)$  maka pengujian dan pemodelan hubungan keseimbangan tidak perlu dilakukan.
3. Jika kedua variabel tersebut belum stasioner maka dilakukan pengujian stasioneritas dengan menggunakan data yang sudah dilakukan *differencing* pertama.
4. Jika kedua variabel tersebut sudah sama-sama stasioner setelah dilakukan *differencing* pertama maka kemungkinan kedua variabel tersebut berkointegrasi
5. Bentuk model regresi, misal: variabel respon adalah  $Y_1$  dan variabel prediktor adalah  $Y_2$  maka model regresi yang terbentuk adalah

$$Y_{1t} = \beta_0 + \beta_1 Y_{2t} + e_t$$

6. Melakukan uji stasioneritas terhadap residual ( $e_t$ ) yang dihasilkan dari model regresi
7. Jika residual model yang dihasilkan stasioner maka dapat disimpulkan bahwa kedua variabel yang dimodelkan memiliki hubungan keseimbangan jangka panjang.

## **2.6 Vector Error Correction Model (VECM)**

Variabel-variabel yang tidak stasioner dan mempunyai derajat integrasi yang sama akan berkointegrasi (memiliki hubungan jangka panjang) jika kombinasi linear dari variabel-variabel tersebut stasioner. Meskipun demikian, dalam jangka pendek mungkin saja ada ketidakseimbangan (*disequilibrium*) antar variabel. Ketidakseimbangan inilah yang sering kita temui dalam perilaku

ekonomi. Hal ini disebabkan oleh adanya penyimpangan antara nilai keseimbangan dengan nilai yang terjadi sebenarnya. Model yang memasukan penyesuaian untuk melakukan koreksi bagi ketidakseimbangan yang terjadi disebut sebagai *Vector Error Correction Model (VECM)*. VECM merupakan *Vektor Autoregression (VAR)* yang dirancang untuk digunakan pada data nonstasioner yang diketahui memiliki hubungan kointegrasi. Enders (2004) menyatakan bahwa variabel-variabel dalam VECM adalah variabel-variabel turunan pertama dalam model VAR yang dibedakan oleh *error correction term* atau dengan kata lain variabel dalam VECM merupakan variabel yang terkointegrasi pada order pertama [I(1)]. Hubungan dinamis jangka pendek dari suatu variabel di dalam sistem dipengaruhi oleh penyimpangan dari keseimbangan jangka panjang yang dikenal sebagai *cointegration term* atau *error correction term*.

Untuk membahas model VECM ini, misalkan kita mempunyai hubungan jangka panjang atau keseimbangan untuk dua variabel sebagai berikut:

$$\hat{Y}_{1t} = \beta_0 + \beta_1 Y_{2t} \quad (2.30)$$

Jika  $Y_{1t}$  berada pada titik keseimbangan terhadap  $Y_{2t}$  maka keseimbangan antara variabel  $Y_{1t}$  dan  $Y_{2t}$  pada persamaan (2.30) terpenuhi. Namun dalam sistem ekonomi pada umumnya keseimbangan jarang sekali ditemui. Bila  $Y_{1t}$  mempunyai nilai yang berbeda dengan nilai keseimbangannya maka perbedaan antara sisi kiri dan sisi kanan pada persamaan (2.30) adalah sebesar:

$$ECT = Y_{1t} - \beta_0 - \beta_1 Y_{2t} \quad (2.31)$$

Nilai  $ECT$  ini disebut sebagai kesalahan ketidakseimbangan (*disequilibrium error*). Oleh karena itu jika  $ECT$  sama dengan nol tentunya  $Y_{1t}$  dan  $Y_{2t}$  adalah dalam kondisi keseimbangan.

Bentuk umum VECM yang memasukan variabel perubahan sampai dengan lag ke-p, adalah sebagai berikut:

$$\Delta Y_{1t} = a_{10} + a_{y1}(Y_{1t-1} - \beta_0 - \beta_1 Y_{2t-1}) + \sum_{i=1}^p a_{11,i} \Delta Y_{1t-i} + \sum_{i=1}^p a_{12,i} \Delta Y_{2t-i} + \varepsilon_{y1,t} \quad (2.32)$$

$$\Delta Y_{2t} = a_{20} + a_{y2}(Y_{1t-1} - \beta_0 - \beta_1 Y_{2t-1}) + \sum_{i=1}^p a_{21,i} \Delta Y_{1t-i} + \sum_{i=1}^p a_{22,i} \Delta Y_{2t-i} + \varepsilon_{y2,t} \quad (2.33)$$

### 2.6.1 Estimasi Parameter Model VECM

Model VECM pada persamaan 2.32 dan 2.33 dapat dibuat dalam bentuk sebagai berikut:

$$\begin{bmatrix} \Delta Y_{1t} \\ \Delta Y_{2t} \end{bmatrix}_{2 \times 1} = \begin{bmatrix} a_{10} & a_{y1} & a_{11,1} & a_{12,1} & \dots & a_{11,p} & a_{12,p} \\ a_{20} & a_{y2} & a_{21,1} & a_{22,1} & \dots & a_{21,p} & a_{22,p} \end{bmatrix}_{2 \times (2+2p)} \begin{bmatrix} 1 \\ W_{t-1}(\beta) \\ \Delta Y_{1t-1} \\ \Delta Y_{2t-1} \\ \vdots \\ \Delta Y_{1t-p} \\ \Delta Y_{2t-p} \end{bmatrix}_{(2+2p) \times 1} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{y1,t} \\ \varepsilon_{y2,t} \end{bmatrix}_{2 \times 1} \quad (2.34)$$

Bila terdapat sebanyak  $l$  variabel endogen maka bentuk VECM adalah sebagai berikut:

$$\begin{bmatrix} \Delta Y_{1t} \\ \Delta Y_{2t} \\ \vdots \\ \Delta Y_{lt} \end{bmatrix}_{l \times 1} = \begin{bmatrix} a_{10} & a_{y1} & a_{11,1} & \dots & a_{1l,p} \\ a_{20} & a_{y2} & a_{21,1} & \dots & a_{2l,p} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{l0} & a_{yl} & a_{l1,1} & \dots & a_{ll,p} \end{bmatrix}_{l \times (2+lp)} \begin{bmatrix} 1 \\ W_{t-1}(\beta) \\ \Delta Y_{1t-1} \\ \vdots \\ \Delta Y_{lt-p} \end{bmatrix}_{(2+lp) \times 1} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{y1,t} \\ \varepsilon_{y2,t} \\ \varepsilon_{y2,t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{yl,t} \end{bmatrix}_{l \times 1}$$

$$\Delta \mathbf{y}_t = \mathbf{A}^T \mathbf{y}_{t-1}(\boldsymbol{\beta}) + \mathbf{u}_t \quad (2.35)$$

Dimana:

$$\Delta \mathbf{y}_t = [\Delta Y_{1t} \ \Delta Y_{2t} \ \dots \ \Delta Y_{lt}]^T$$

$$W_{t-1}(\beta) = (Y_{1t-1} - \alpha_1 - \beta_2 Y_{2t-1} - \dots - \beta_l Y_{lt-1})$$

$\mathbf{y}_{t-1}(\boldsymbol{\beta})$  adalah vektor berukuran  $k \times 1$

$l$  adalah banyaknya variabel endogen

$\mathbf{A}$  adalah matriks berukuran  $k \times l$

$k=2+l$  p, dimana p adalah jumlah lag dalam model

Estimasi parameter model (2.35) dapat dilakukan dengan menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimator* (MLE), dengan asumsi bahwa error  $\mathbf{u}_t$  adalah iid Normal ( $\mathbf{u}_t \sim \mathbf{N}(\mathbf{0}, \Sigma)$ ). Fungsi kepadatan peluang dari  $\mathbf{u}_t$ , adalah:

$$f(\mathbf{u}_t, \Sigma) = \frac{1}{(2\pi)^{l/2} |\Sigma|^{1/2}} \exp \left[ -\frac{1}{2} \mathbf{u}_t^T \Sigma^{-1} \mathbf{u}_t \right] \quad (2.36)$$

Bila terdapat data *series* sebanyak M dan panjang lag yang digunakan sampai dengan lag ke-p maka fungsi normal likelihoodnya adalah:

$$L(\mathbf{u}_t, \Sigma) = \prod_{t=p+1}^M f(\mathbf{u}_t, \Sigma) = \prod_{t=p+1}^M \frac{1}{(2\pi)^{l/2} |\Sigma|^{1/2}} \exp \left[ -\frac{1}{2} \mathbf{u}_t^T \Sigma^{-1} \mathbf{u}_t \right] \quad (2.37)$$

$$L(\mathbf{u}_t, \Sigma) = (2\pi)^{-(M-p)l/2} |\Sigma|^{-(M-p)/2} \exp \left[ -\frac{1}{2} \sum_{t=p+1}^M \mathbf{u}_t^T \Sigma^{-1} \mathbf{u}_t \right] \quad (2.38)$$

Jika n adalah M-p maka persamaan (2.38) dapat diubah menjadi:

$$L(\mathbf{u}_t, \Sigma) = (2\pi)^{-nl/2} |\Sigma|^{-n/2} \exp \left[ -\frac{1}{2} \sum_{t=p+1}^M \mathbf{u}_t^T \Sigma^{-1} \mathbf{u}_t \right]$$

Untuk mempermudah melakukan estimasi parameter-parameternya, maka fungsi di atas diubah ke dalam bentuk natural logaritma menjadi fungsi ln likelihood. Fungsi ln likelihoodnya, adalah sebagai berikut:

$$L_n(\mathbf{u}_t, \Sigma) = -\frac{nl}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln |\Sigma| - \frac{1}{2} \sum_{t=p+1}^M \mathbf{u}_t^T \Sigma^{-1} \mathbf{u}_t \quad (2.39)$$

Dimana:

$$\mathbf{u}_t = \Delta y_t - A^T y_{t-1}(\beta)$$

Estimasi matriks koefisien  $A$  dan  $\Sigma$  dapat diperoleh dengan menurunkan persamaan (2.39) secara parsial terhadap parameter yang ingin diestimasi kemudian disamakan dengan nol, sehingga menjadi sebagai berikut:

$$\hat{A} = \left( \sum_{t=p+1}^M (y_{t-1}(\beta)) (y_{t-1}(\beta))^T \right)^{-1} \left( \sum_{t=p+1}^M (y_{t-1}(\beta)) (\Delta y_t)^T \right) \quad (2.40)$$

$$\hat{\Sigma} = \frac{1}{n} \sum_{t=p+1}^M (\Delta y_t - \hat{A}^T y_{t-1}(\beta)) (\Delta y_t - \hat{A}^T y_{t-1}(\beta))^T \quad (2.41)$$

## 2.7 Threshold Vector Error Correction Model (TVECM)

Balke dan Fomby (1997) menyatakan bahwa di konsep kointegrasi ada asumsi yang harus dipenuhi, dimana penyesuaian terhadap penyimpangan keseimbangan jangka panjang dibuat seketika itu juga pada tiap variabel. Balke dan Fomby (1997) mengenalkan konsep *threshold* kointegrasi dimana penyesuaian tidak dilakukan saat itu juga. *Threshold cointegration* merupakan teknik yang layak digunakan untuk menggabungkan non-linearitas dan kointegrasi. Secara khusus, model ini memungkinkan untuk penyesuaian *nonlinear* terhadap ekuilibrium jangka panjang. Hansen dan Seo (2002) mengestimasi dua rezim *Threshold Vector Error Correction Model* (TVECM) dengan satu vektor

kointegrasi dan parameter *threshold* berdasarkan *error correction term*. Pembentukan model TVECM diawali dengan pembentukan model VECM.

Keberadaan threshold dalam model membentuk model VECM (2.42) menjadi sebagai berikut:

$$Ay_t = \begin{cases} A_1^T y_{t-1}(\beta) + u_t, & \text{jika } W_{t-1}(\beta) \leq \gamma \\ A_2^T y_{t-1}(\beta) + u_t, & \text{jika } W_{t-1}(\beta) > \gamma \end{cases} \quad (2.42)$$

Dimana:

$A_1$  dan  $A_2$ , adalah matriks koefisien dalam kedua rezim

$A_1 = A_2$  ketika tidak ada threshold

$\gamma$ , adalah parameter threshold.

Model (2.42) dapat juga dituliskan menjadi sebagai berikut:

$$Ay_t = A_1^T y_{t-1}(\beta) d_{1t}(\beta, \gamma) + A_2^T y_{t-1}(\beta) d_{2t}(\beta, \gamma) + u_t \quad (2.43)$$

Dimana:

$$I = \begin{cases} d_{1t}(\beta, \gamma), & \text{jika } W_{t-1}(\beta) \leq \gamma \\ d_{2t}(\beta, \gamma), & \text{jika } W_{t-1}(\beta) > \gamma \end{cases}$$

Dan  $I(\cdot)$  menunjukkan fungsi indikator.

Model (2.43) memiliki 2 rezim yang didefinisikan oleh nilai *error-correction term*. Koefisien matriks  $A_1$  dan  $A_2$  menentukan dinamika kedua rezim tersebut.

Model (2.43) memungkinkan semua koefisien (kecuali vektor kointegrasi  $\beta$ ) untuk berganti diantara kedua rezim. Efek threshold ada jika  $0 < P(W_{t-1} \leq \gamma) < 1$ . Besarnya nilai  $\gamma$  ditentukan dengan batasan  $\pi_0 \leq P(W_{t-1} \leq \gamma) \leq 1 - \pi_0$  dimana  $\pi_0 > 0$ , adalah sebuah parameter *trimming*.

### 2.7.1 Estimasi Parameter Model TVECM

#### Estimasi koefisien $A_1$ , $A_2$ , dan $\Sigma$

Estimasi parameter model (2.43) dapat dilakukan dengan menggunakan metode MLE, dengan asumsi bahwa error  $u_t$  adalah iid Normal ( $u_t \sim \mathbf{N}(0, \Sigma)$ ).

Fungsi kepadatan peluang dari  $\mathbf{u}_t$ , adalah:

$$f(\mathbf{u}_t, \Sigma) = \frac{1}{(2\pi)^{l/2} |\Sigma|^{1/2}} \exp \left[ -\frac{1}{2} \mathbf{u}_t^T \Sigma^{-1} \mathbf{u}_t \right] \quad (2.44)$$

Bila terdapat data *series* sebanyak M dan panjang lag yang digunakan adalah sampai dengan lag ke-p maka fungsi normal likelihoodnya adalah:

$$L(\mathbf{u}_t, \Sigma) = \prod_{t=p+1}^M f(\mathbf{u}_t, \Sigma) = \prod_{t=p+1}^M \frac{1}{(2\pi)^{l/2} |\Sigma|^{1/2}} \exp \left[ -\frac{1}{2} \mathbf{u}_t^T \Sigma^{-1} \mathbf{u}_t \right] \quad (2.45)$$

$$L(\mathbf{u}_t, \Sigma) = (2\pi)^{-(M-p)l/2} |\Sigma|^{-(M-p)/2} \exp \left[ -\frac{1}{2} \sum_{t=p+1}^M \mathbf{u}_t^T \Sigma^{-1} \mathbf{u}_t \right] \quad (2.46)$$

Jika n adalah M-p maka persamaan (2.46) dapat diubah menjadi:

$$L(\mathbf{u}_t, \Sigma) = (2\pi)^{-nl/2} |\Sigma|^{-n/2} \exp \left[ -\frac{1}{2} \sum_{t=p+1}^M \mathbf{u}_t^T \Sigma^{-1} \mathbf{u}_t \right]$$

Untuk mempermudah melakukan estimasi parameter-parameternya, maka fungsi di atas diubah ke dalam bentuk natural logaritma menjadi fungsi ln likelihood.

Fungsi ln likelihoodnya, adalah sebagai berikut:

$$L_n(\mathbf{u}_t, \Sigma) = -\frac{nl}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln |\Sigma| - \frac{1}{2} \sum_{t=p+1}^M \mathbf{u}_t^T \Sigma^{-1} \mathbf{u}_t \quad (2.47)$$

Dimana:

$$\mathbf{u}_t = \mathbf{u}_t(\mathbf{A}_1, \mathbf{A}_2, \Sigma, \beta, \gamma) = \Delta \mathbf{y}_t - \mathbf{A}_1^T \mathbf{y}_{t-1}(\beta) d_{1t}(\beta, \gamma) - \mathbf{A}_2^T \mathbf{y}_{t-1}(\beta) d_{2t}(\beta, \gamma)$$

Estimasi matriks koefisien  $\mathbf{A}_1$ ,  $\mathbf{A}_2$ , dan  $\Sigma$  dapat diperoleh dengan menurunkan persamaan (2.47) secara parsial terhadap parameter yang ingin diestimasi kemudian disamakan dengan nol, sehingga menjadi sebagai berikut.

$$\hat{\mathbf{A}}_1 = \left( \sum_{t=p+1}^M \mathbf{y}_{t-1}(\beta) \left( \mathbf{y}_{t-1}(\beta) \right)^T d_{1t}(\beta, \gamma) \right)^{-1} \left( \sum_{t=p+1}^M \left( \mathbf{y}_{t-1}(\beta) d_{1t}(\beta, \gamma) \right) (\Delta \mathbf{y}_t)^T \right) \quad (2.48)$$

$$\hat{\mathbf{A}}_2 = \left( \sum_{t=p+1}^M \mathbf{y}_{t-1}(\beta) \left( \mathbf{y}_{t-1}(\beta) \right)^T d_{2t}(\beta, \gamma) \right)^{-1} \left( \sum_{t=p+1}^M \left( \mathbf{y}_{t-1}(\beta) d_{2t}(\beta, \gamma) \right) (\Delta \mathbf{y}_t)^T \right) \quad (2.49)$$

$$\hat{\Sigma} = \frac{1}{n} \sum_{t=p+1}^M \left( \Delta \mathbf{y}_t - \hat{\mathbf{A}}_1^T \mathbf{y}_{t-1}(\beta) d_{1t}(\beta, \gamma) - \hat{\mathbf{A}}_2^T \mathbf{y}_{t-1}(\beta) d_{2t}(\beta, \gamma) \right) \left( \Delta \mathbf{y}_t - \mathbf{A}_1^T \mathbf{y}_{t-1}(\beta) d_{1t}(\beta, \gamma) - \mathbf{A}_2^T \mathbf{y}_{t-1}(\beta) d_{2t}(\beta, \gamma) \right)^T \quad (2.50)$$

### Estimasi Koefisien $\beta, \gamma$

Fungsi ln likelihood yang digunakan untuk mengestimasi  $\beta$  dan  $\gamma$ , adalah:

$$L_n(\beta, \gamma) = -\frac{nl}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln |\hat{\Sigma}(\beta, \gamma)| - \frac{nl}{2} \quad (2.51)$$

MLE  $(\hat{\beta}, \hat{\gamma})$  dibentuk sebagai dua nilai yang bisa meminimumkan nilai  $\ln|\hat{\Sigma}(\beta, \gamma)|$ .

Penentuan nilai  $\beta$  dilakukan dengan batasan:

$$\pi_0 \leq n^{-1} \sum_{t=1}^n 1(Y_t^T \beta \leq \gamma) \leq 1 - \pi_0 \quad (2.52)$$

Hansen dan Seo (2002) menganjurkan penentuan  $\hat{\beta}$  dan  $\hat{\gamma}$  dilakukan dengan menggunakan pencarian grid pada ruang dimensi  $(\beta, \gamma)$ . Untuk melakukan pencarian menggunakan grid, langkah awal yang dilakukan adalah menentukan wilayah yang dijadikan acuan pencarian tersebut. Wilayah yang dijadikan acuan didasarkan pada estimasi  $\beta$  yang diperoleh dari model linear. Misalkan  $[\gamma_L, \gamma_u]$  dan  $[\beta_L, \beta_u]$  masing-masing merupakan selang kepercayaan dari  $\gamma$  dan  $\beta$  yang masing-masing membentuk suatu ruang grid datar pada  $[\gamma_L, \gamma_u]$  dan  $[\beta_L, \beta_u]$ . Pencarian grid  $(\beta, \gamma)$  dilakukan dengan memeriksa semua pasangan  $(\gamma, \beta)$  pada interval  $[\gamma_L, \gamma_u]$  dan  $[\beta_L, \beta_u]$  dengan batasan pada persamaan (2.52).

Ringkasan algoritma Hansen Seo, adalah:

1. Dapatkan estimasi  $\beta$  dari model VECM. Bentuk sebuah grid pada  $[\beta_L, \beta_u]$  dan  $[\gamma_L, \gamma_u]$  yang didasarkan pada estimasi  $\beta$  dari pendekatan Johansen dan batasan  $\pi_0 \leq n^{-1} \sum_{t=1}^n 1(Y_t^T \beta \leq \gamma) \leq 1 - \pi_0$
2. Untuk setiap pasangan nilai  $(\beta, \gamma)$  pada grid, hitung  $\hat{A}_1(\beta, \gamma)$ ,  $\hat{A}_2(\beta, \gamma)$ , dan  $\hat{\Sigma}(\beta, \gamma)$  dengan menggunakan rumus pada persamaan (2.48), (2.49), dan (2.50)
3. Cari  $(\hat{\beta}, \hat{\gamma})$  sebagai nilai dari  $(\beta, \gamma)$  pada grid yang menghasilkan nilai  $\ln|\hat{\Sigma}(\beta, \gamma)|$  yang terendah
4. Tentukan nilai  $\hat{\Sigma} = \hat{\Sigma}(\hat{\beta}, \hat{\gamma})$ ,  $\hat{A}_1 = \hat{A}_1(\hat{\beta}, \hat{\gamma})$ ,  $\hat{A}_2 = \hat{A}_2(\hat{\beta}, \hat{\gamma})$ , dan  $\hat{u}_t = \hat{u}_t(\hat{\beta}, \hat{\gamma})$

### 2.7.2 Pengujian Signifikansi Keberadaan Threshold

Ditentukan  $H_0$  menyatakan bahwa model dari data adalah VECM linear dan  $H_1$  menyatakan bahwa model dari data adalah model threshold VECM. Model pada  $H_0$  akan sama dengan model pada  $H_1$  pada saat  $A_1=A_2$ . Metode yang digunakan untuk melakukan uji ini adalah uji statistik *Lagrange Multiplier* (LM). Asumsikan bahwa  $(\beta, \gamma)$  diketahui dan bersifat tetap. Model di bawah  $H_0$ , adalah

$$Ay_t = A^T y_{t-1}(\beta) + u_t \quad (2.53)$$

dan model di bawah  $H_1$ , adalah

$$Ay_t = A_1^T y_{t-1}(\beta)d_{1t}(\beta, \gamma) + A_2^T y_{t-1}(\beta)d_{2t}(\beta, \gamma) + u_t \quad (2.54)$$

Nilai statistik LM dapat dihitung dari model (2.64). Secara spesifik, ditentukan  $y_1(\beta, \gamma)$  dan  $y_2(\beta, \gamma)$  merupakan matriks tumpukan baris  $y_{t-1}(\beta, \gamma)d_{1t}(\beta, \gamma)$  dan  $y_{t-1}(\beta, \gamma)d_{2t}(\beta, \gamma)$ . Sedangkan  $\xi_1(\beta, \gamma)$  dan  $\xi_2(\beta, \gamma)$  merupakan matriks tumpukan baris dari  $\tilde{u}_t \otimes y_{t-1}(\beta, \gamma)d_{1t}(\beta, \gamma)$  dan  $\tilde{u}_t \otimes y_{t-1}(\beta, \gamma)d_{2t}(\beta, \gamma)$ , dengan  $\tilde{u}_t$  merupakan vektor residual dari model linear.

Matriks *outer product* dapat didefinisikan sebagai berikut:

$$M_1(\beta, \gamma) = I_p \otimes y_1(\beta, \gamma)^T y_1(\beta, \gamma)$$

$$M_2(\beta, \gamma) = I_p \otimes y_2(\beta, \gamma)^T y_2(\beta, \gamma)$$

Dan

$$\Omega_1(\beta, \gamma) = \xi_1(\beta, \gamma)' \xi_1(\beta, \gamma)$$

$$\Omega_2(\beta, \gamma) = \xi_2(\beta, \gamma)' \xi_2(\beta, \gamma)$$

Kemudian dapat didefinisikan  $\hat{V}_1(\beta, \gamma)$  dan  $\hat{V}_2(\beta, \gamma)$ , yang merupakan estimator matriks kovarians *The Eicker-White* untuk  $vec \hat{A}_1(\beta, \gamma)$  dan  $vec \hat{A}_2(\beta, \gamma)$ , sebagai berikut:

$$\hat{V}_1(\beta, \gamma) = M_1(\beta, \gamma)^{-1} \Omega_1(\beta, \gamma) M_1(\beta, \gamma)^{-1} \quad (2.55)$$

$$\hat{V}_2(\beta, \gamma) = M_2(\beta, \gamma)^{-1} \Omega_2(\beta, \gamma) M_2(\beta, \gamma)^{-1} \quad (2.56)$$

Bentuk standar untuk statistik uji LM, adalah sebagai berikut:

$$LM(\beta, \gamma) = vec \left( \hat{A}_1(\beta, \gamma) - \hat{A}_2(\beta, \gamma) \right)' \left( \hat{V}_1(\beta, \gamma) + \hat{V}_2(\beta, \gamma) \right)^{-1} x vec \left( \hat{A}_1(\beta, \gamma) - \hat{A}_2(\beta, \gamma) \right) \quad (2.57)$$

Jika  $\beta$  dan  $\gamma$  diketahui maka persamaan (2.57) dapat digunakan sebagai uji statistik. Namun bila  $\beta$  dan  $\gamma$  tidak diketahui maka statistik uji LM dievaluasi pada titik perkiraan yang diperoleh berdasarkan  $H_0$ . Estimasi dari  $\beta$  di bawah  $H_0$  dapat dinyatakan sebagai  $\tilde{\beta}$ . Namun tidak ada estimasi dari  $\gamma$  di bawah  $H_0$ , sehingga statistik uji LM konvensional tidak bisa digunakan. Untuk mengatasi hal tersebut Davies (1987) mengusulkan statistik uji:

$$\text{SupLM} = \sup_{\gamma_L \leq \gamma \leq \gamma_U} \text{LM}(\tilde{\beta}, \gamma) \quad (2.58)$$

Untuk pengujian ini, wilayah pencarian  $[\gamma_L, \gamma_U]$  dibentuk sehingga  $\gamma_L$  merupakan persentil  $\pi_0$  dari  $\tilde{w}_{t-1}$  dan  $\gamma_U$  merupakan persentil  $(1 - \pi_0)$ . Penentuan batasan  $\pi_0 \leq n^{-1} \sum_{t=1}^n 1(Y_t^T \beta \leq \gamma) \leq 1 - \pi_0$  untuk pengujian, yaitu parameter  $\pi_0$  tidak boleh terlalu dekat dengan nol, karena Andrews (1993) menunjukkan bahwa hal itu dapat mengurangi power. Andrews (1993) berpendapat bahwa penentuan nilai  $\pi_0$  antara 0,05 dan 0,15 merupakan pilihan yang baik.

Karena fungsi  $\text{LM}(\tilde{\beta}, \gamma)$  belum memiliki  $\gamma$  yang diketahui, maka untuk memaksimalkan persamaan (2.68) perlu dilakukan evaluasi grid  $[\gamma_L, \gamma_U]$ . Dalam hal ini, vektor kointegrasi  $\beta$  diketahui sebelumnya, kemudian dilakukan uji seperti bentuk (2.58), dimana  $\beta$  tetap pada nilai  $\tilde{\beta}$ .

### 2.7.3 Asymptotic P-Values: *The Fixed Regressor Bootstrap*

Untuk menggambarkan *fixed regressor bootstrap*, dinyatakan  $\tilde{W}_{t-1} = W_{t-1}(\tilde{\beta})$ ,  $\tilde{x}_t = x_t$ , dan  $\tilde{u}_t$  merupakan residual dari persamaan (2.35). Ditentukan  $e_{bt}$  berdistribusi  $N(0,1)$  dan  $x_{bt} = \tilde{u}_t e_{bt}$ . Regresikan  $x_{bt}$  pada  $\tilde{x}_t$  sehingga menghasilkan residual  $\tilde{u}_{bt}$ . Regresikan  $x_{bt}$  pada  $\tilde{x}_t d_{1t}(\tilde{\beta}, \gamma)$  dan  $\tilde{x}_t d_{2t}(\tilde{\beta}, \gamma)$  sehingga menghasilkan estimasi  $\hat{A}_1(\gamma)_b$ ,  $\hat{A}_2(\gamma)_b$ , dan residual  $\hat{u}_{bt}(\gamma)$ . Definisikan  $\hat{V}_1(\gamma)_b$  dan  $\hat{V}_2(\gamma)_b$  seperti pada persamaan (2.55) dan (2.56). Tentukan  $\beta = \tilde{\beta}$  dan ganti  $\tilde{u}_t$  dengan  $\tilde{u}_{bt}$  pada definisi  $\xi_1(\tilde{\beta}, \gamma)$  dan  $\xi_2(\tilde{\beta}, \gamma)$ . Tentukan:

$$\text{SupLM}^* = \sup_{\gamma_L \leq \gamma \leq \gamma_U} \text{vec}(\hat{A}_1(\gamma)_b - \hat{A}_2(\gamma)_b)' (\hat{V}_1(\gamma)_b + \hat{V}_2(\gamma)_b)^{-1} x \text{vec}(\hat{A}_1(\gamma)_b - \hat{A}_2(\gamma)_b) \quad (2.59)$$

Hansen (1996) menunjukkan bahwa distribusi  $\text{SupLM}^*$  menghasilkan pendekatan yang valid terhadap distribusi  $\text{SupLM}$ . Namun distribusi  $\text{SupLM}^*$  tidak diketahui. Sehingga untuk mendapatkan nilai p-value dilakukan dengan metode simulasi. Jika ini diulang dalam jumlah yang besar (misal: 1000), nilai p-value dapat dihitung dengan menghitung persentase  $\text{SupLM}^*$  simulasi yang melebihi nilai  $\text{SupLM}$  yang sebenarnya. Label “*fixed regressor bootstrap*”

dicantumkan karena regresor  $\tilde{x}_t d_{1t}(\tilde{\beta}, \gamma)$  dan  $\tilde{x}_t d_{2t}(\tilde{\beta}, \gamma)$  dibuat tetap pada nilai sampelnya.

## 2.8 Kriteria Pemilihan Model Terbaik

Penentuan model terbaik dapat digunakan kriteria yang didasarkan pada residual (Wei, 2006). Beberapa kriteria pemilihan model terbaik yang dapat digunakan berdasarkan residual pada data *in-sample*, adalah:

### 1. Akaike's Information Criterion (AIC)

Nilai AIC didefinisikan sebagai berikut:

$$AIC(M) = n \ln |\Sigma_a| + 2M$$

dimana:

n= banyaknya residual

M= jumlah parameter di dalam model

$\Sigma_a$  = matriks varians kovarians dari residual

### 2. Bayesian Information Criterion (BIC)

Nilai BIC didefinisikan sebagai berikut:

$$BIC(M) = n \ln |\Sigma_a| - (n - M) \ln \left(1 - \frac{M}{n}\right) + M \ln n + M \ln \left[ \frac{\left(\frac{|\Sigma_z|}{|\Sigma_a|} - 1\right)}{M} \right]$$

dimana:

$\Sigma_z$  = matriks varians kovarians sampel dari data

### 3. Schwartz's SBC

$$SBC(M) = n \ln |\Sigma_a| + M \ln n$$

Sedangkan pemilihan model terbaik untuk peramalan digunakan berdasarkan residual data *out-sample*. Besarnya residual peramalan untuk  $l$ -langkah ke depan, adalah  $e_t = Z_{n+1} - \hat{Z}_n(l)$

Dimana  $n$  adalah titik awal peramalan. Kriteria pemilihan model yang dapat digunakan adalah:

### 1. Root Mean Square Error (RMSE)

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{l=1}^n e_l^2}$$

### 3. Mean Absolute Error (MAE)

$$MAE = \frac{1}{n} \sum_{l=1}^n |e_l|$$

### 4. Mean Absolute Percentage Error (MAPE)

$$MAPE = \left( \frac{1}{n} \sum_{l=1}^n \left| \frac{e_l}{Z_{n+l}} \right| \right) 100\%$$

## 2.9 Uji Asumsi Kenormalan Residual (*Multivariate Normal*)

Asumsi yang digunakan dalam pemodelan TVECM adalah residual berdistribusi *multivariate* normal. Pemeriksaan asumsi kenormalan dapat dilakukan dengan cara membuat q-q plot dari  $d_j^2$  (Johnson dan Wichern, 2002).

Hipotesis yang digunakan, adalah sebagai berikut:

$H_0$ : residual berdistribusi *multivariate* normal

$H_1$ : residual tidak berdistribusi *multivariate* normal

Statistik uji yang digunakan:

$$d_j^2 = \left[ (e_j - \bar{e})^T \Omega^{-1} (e_j - \bar{e}) \right], J=1,2,\dots,T$$

Dimana:

J=pengamatan ke-J

e=residual setiap pengamatan dalam keadaan vektor kolom

$\bar{e}$ = vektor rata-rata residual setiap kolom

$\Omega$ = matriks varians kovarians residual

Dengan menggunakan tingkat kesalahan sebesar  $\alpha$ , keputusan terhadap hasil pengujian gagal menolak  $H_0$  jika lebih dari 50% nilai  $(d_j^2) \leq \chi_{n;\alpha}^2$  memiliki (Johnson dan Wichern, 2002).

## 2.10 Uji *White Noise* terhadap Residual

Pengujian *multivariate white noise* bertujuan untuk melihat apakah residual model sudah tidak berkorelasi satu dengan yang lainnya. Hipotesis yang digunakan dalam pengujian ini, adalah:

$H_0: E(e_t e_{t-1}^T) = 0$ , atau model sudah memenuhi *multivariate white noise*

$H_1$ : minimal ada satu  $E(e_t e_{t-1}^T) \neq 0$ , atau model belum memenuhi *multivariate white noise*

Pada penelitian ini uji residual white noise dilakukan dengan memodelkan residual yang dihasilkan ke dalam bentuk VARMA. Jika nilai AIC yang dihasilkan adalah pada saat VARMA(0,0) maka residual sudah memenuhi asumsi *white noise*.

## 2.11 Produk Domestik Bruto (PDB)

Laju pertumbuhan ekonomi suatu negara ditunjukkan dengan menggunakan tingkat pertambahan GDP. Pertumbuhan ekonomi adalah salah satu indikator yang digunakan untuk mengukur tingkat kemakmuran suatu wilayah. Produk Domestik Bruto (PDB) adalah semua nilai tambah bruto barang dan jasa sebagai hasil dari kegiatan-kegiatan ekonomi yang beroperasi di wilayah domestik, tanpa memperhatikan apakah faktor-faktor produksinya berasal dari atau dimiliki oleh warga negara tersebut atau negara asing.

Ada dua jenis PDB yaitu PDB atas dasar harga berlaku menggambarkan nilai tambah barang dan jasa yang dihitung menggunakan harga yang berlaku setiap tahun, sedangkan PDB atas dasar harga konstan menggambarkan nilai tambah barang dan jasa yang dihitung menggunakan harga yang berlaku pada suatu tahun tertentu sebagai tahun dasar. Data PDB yang digunakan untuk menghitung tingkat pertumbuhan ekonomi, adalah data PDB atas dasar harga konstan. Dengan menggunakan data PDB atas dasar harga konstan, maka pertumbuhan PDB mencerminkan secara riil nilai tambah yang dihasilkan perekonomian dalam periode tertentu dengan referensi tahun tertentu.

Ada tiga pendekatan yang bisa digunakan untuk menghitung PDB, yaitu:

- Pendekatan Produksi

PDB biasa disebut juga dengan nilai tambah bruto (NTB). Cara penghitungan dengan pendekatan produksi, yaitu:

NTB= Output –Biaya Antara

Output, adalah banyaknya kuantitas produk dikalikan dengan harga per satuan produk tersebut. Sedangkan biaya antara, adalah jumlah seluruh biaya untuk barang-barang tidak tahan lama dan jasa yang habis dalam proses produksi.

- Pendekatan Pendapatan

Dengan pendekatan ini definisi PDB, adalah jumlah balas jasa yang diterima oleh faktor-faktor produksi yang turut serta dalam proses produksi di suatu negara dalam jangka waktu tertentu. Balas jasa yang dimaksud meliputi upah dan gaji, sewa tanah, bunga modal, dan keuntungan. Semuanya dihitung sebelum dipotong pajak penghasilan dan pajak langsung lainnya. Dalam hal ini PDB juga mencakup penyusutan dan pajak-pajak tak langsung netto. Jumlah semua komponen pendapatan ini pada suatu sektor ekuivalen dengan nilai tambah bruto sektor tersebut.

- Pendekatan Pengeluaran

Menurut pendekatan pengeluaran, PDB adalah jumlah seluruh komponen permintaan akhir yang meliputi:

1. Pengeluaran konsumsi rumah tangga dan lembaga swasta nirlaba
2. Pengeluaran konsumsi pemerintah
3. Pembentukan modal tetap domestik bruto dan perubahan stok
4. Ekspor netto (ekspor dikurangi impor)

## **2.12 Ekspor**

Ekspor adalah arus keluar sejumlah barang dan jasa dari suatu negara ke pasar internasional. Ekspor yaitu pembelian negara lain ke atas barang buatan perusahaan-perusahaan di dalam negeri. Ekspor terjadi terutama karena kebutuhan akan barang dan jasa sudah tercukupi di dalam negeri atau karena barang dan jasa tersebut memiliki daya saing baik dalam harga maupun mutu dengan produk sejenis di pasar internasional. Ekspor akan memberikan efek yang positif bagi kegiatan ekonomi negara karena ekspor merupakan pengeluaran penduduk negara lain untuk barang-barang yang dihasilkan di dalam negeri. Dengan demikian ekspor memberikan pemasukan devisa bagi negara yang bersangkutan yang kemudian akan digunakan untuk membiayai kebutuhan impor maupun pembiayaan program pembangunan di dalam negeri.

## 2.13 Hubungan Antara PDB dengan Ekspor

Pengaruh pertumbuhan ekonomi terhadap ekspor dapat dijelaskan secara tidak langsung mempengaruhi mekanisme di mana pertumbuhan ekonomi yang tinggi berarti terjadi pula kenaikan pendapatan nasional suatu negara, yang mengakibatkan adanya peningkatan investasi. Peningkatan investasi berdampak pada peningkatan modal yang diikuti dengan peningkatan teknologi. Dengan teknologi yang tinggi, produksi industri dalam negeri akan meningkat sehingga ekspor juga dapat meningkat.

Dalam kerangka teoritis Keynes untuk perekonomian terbuka, ekspor merupakan salah satu komponen pendapatan nasional. Dipilihnya strategi promosi ekspor pada hakekatnya dilandasi oleh pemikiran ekspor akan dapat menjadi pendorong pertumbuhan ekonomi. Peningkatan ekspor tersebut akan meningkatkan pendapatan nasional dengan cara yang sama seperti yang ditimbulkan oleh adanya peningkatan dalam investasi publik atau swasta dalam peningkatan pembelanjaan pemerintah, yaitu melalui proses bekerjanya angka pengganda terhadap pendapatan nasional dalam perekonomian terbuka.

Persamaan identitas yang menggambarkan hubungan antara konsumsi (C), investasi (I), pengeluaran pemerintah (G), ekspor (X), dan impor (M) terhadap PDB (Y), yaitu:

$$Y=C+I+G+X-M \quad (2.60)$$

Setiap perubahan yang terjadi dari setiap unsur yang terdapat dalam persamaan (2.60), tidak akan menimbulkan perubahan Y sebesar perubahan itu, melainkan melalui proses berantai yang dinamakan efek pelipat atau angka pengganda (*multiplier effect*).

Jung dan Marshall dalam Aliman dan A. Budi Purnomo (2001) terdapat empat hipotesis atau pandangan yang sama-sama masuk akal (*plausible*) dan dapat diterima, yaitu:

### 1. Hipotesis *Export Led Growth* (*Export Optimism*)

Hipotesis ekspor sebagai penggerak bagi pertumbuhan ekonomi disebabkan oleh beberapa alasan, antara lain ekspor dapat menyebabkan penggunaan penuh sumber-sumber domestik sesuai dengan keunggulan komparatif (*comparative*

*advantage*); ekspor dapat memperluas pasar baik di dalam negeri maupun luar negeri; ekspor dapat mendorong mengalirnya modal dari negara-negara maju ke negara-negara sedang berkembang. Oleh karena itu, ekspor merupakan faktor penyebab naiknya pertumbuhan ekonomi.

#### 2. Hipotesis *Export Reducing Growth (Export Pessimism)*

Hipotesis ekspor sebagai mesin bagi pertumbuhan ekonomi dalam perspektif kaum pesimis, hanya terjadi dalam jangka pendek, khususnya pada negara-negara sedang berkembang. Akan tetapi dalam jangka panjang, ekspor bukanlah resep yang mujarab untuk menyelesaikan masalah pembangunan di negara-negara sedang berkembang. Beberapa alasan yang menyebabkan hal tersebut, adalah karena ekspor akan menyebabkan pereconomian di negara-negara sedang berkembang menjadi rentan terhadap fluktuasi pereconomian dunia, adanya proteksi dan produk-produk sintesis yang dibuat oleh negara-negara maju untuk menggantikan barang-barang alami (bahan mentah dari negara sedang berkembang).

#### 3. Hipotesis *Internally Generated Export (Growth Optimism)*

Hipotesis ini menyatakan bahwa syarat utama bagi suatu negara dalam melakukan ekspor adalah menciptakan iklim yang dapat membawa terjadinya proses pertumbuhan ekonomi dalam negeri yang berkesinambungan (*self generating*) melalui pembentukan dan perluasan pasaran dalam negeri yang kokoh. Sehingga ekspor bukan merupakan motor penggerak bagi pertumbuhan ekonomi dalam negeri, tetapi sebaliknya, pertumbuhan ekonomi dalam negeri merupakan penggerak bagi ekspor.

#### 4. Hipotesis *Growth Reducing Export (Growth Pessimism)*

Hipotesis yang menyatakan bahwa selama kehidupan sosial dan budaya serta pranata sosial masyarakat suatu negara (negara-negara sedang berkembang) masih rapuh, tidak mustahil pertumbuhan ekonomi justru akan menyebabkan turunnya ekspor.

## **BAB 3**

### **METODOLOGI PENELITIAN**

#### **3.1 Sumber Data**

Data-data yang digunakan dalam tesis ini, adalah data sekunder yang bersumber dari Badan Pusat Statistik dan *International Financial Statistic* (IFS) kurun waktu triwulan I tahun 1989 sampai dengan triwulan IV tahun 2013. Jumlah observasi yang digunakan, adalah sebanyak 100 unit observasi. Jumlah unit observasi minimum yang disarankan untuk melakukan analisis *time series*, adalah sebanyak 50 titik (Enders, 2004). Dengan demikian sebanyak 100 unit observasi yang digunakan dalam penelitian ini sudah dapat digunakan untuk menggambarkan hubungan antar variabel.

#### **3.2 Variabel Penelitian**

Variabel penelitian yang digunakan pada penelitian ini, adalah Produk Domestik Bruto (PDB) sebagai  $Y_1$  dan Ekspor yang disimbolkan sebagai  $Y_2$ . Data PDB dan Ekspor yang digunakan, adalah data triwulanan yang sudah dalam satuan miliar rupiah. Data PDB yang digunakan, adalah data PDB atas dasar harga konstan (2000=100). Nilai ekspor yang digunakan, adalah data *free on board* (FOB).

#### **3.3 Metode Analisis**

Metode analisis yang digunakan dalam penelitian ini, adalah *Threshold Vector Error Correction Model* (TVECM). Adapun langkah-langkah yang akan dilakukan untuk mencapai tujuan penelitian adalah sebagai berikut:

1. Melakukan kajian teori mengenai bentuk estimasi parameter VAR, VECM, dan TVECM
2. Melakukan uji kausalitas granger dimana lag optimum yang digunakan ditentukan dari kriteria *Akaike's information criterion* (AIC), *Schwarz information criterion* (SIC), *Hannan-Quinn Criterion* (HQ), dan *Final Prediction Error* (FPE).

3. Jika tidak terdapat hubungan kausalitas antara PDB dan ekspor maka dilanjutkan pada pemodelan ARIMA. Bentuk umum model ARIMA (p,d,q) (P,D,Q)<sup>s</sup> adalah sebagai berikut.

$$\begin{aligned} & \left(1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p\right) \left(1 - \phi_1 B^s - \dots - \phi_P B^{sP}\right) \\ & (1 - B)^d (1 - B^s)^D y_t = \left(1 - \theta_1 B - \dots - \theta_p B^p\right) \left(1 - \Theta_1 B^s - \dots - \right. \\ & \left. \Theta_P B^{sP}\right) \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3.1)$$

Dimana:

p = order AR nonmusiman

d = order *differencing*

q = order MA nonmusiman

P = order AR musiman

D = order MA musiman

Q = order *differencing*

4. Jika terdapat hubungan kausalitas antara PDB dan ekspor maka ada dua kemungkinan, yaitu:
- Dilanjutkan pengujian kointegrasi bila kedua variabel belum stasioner dan terintegrasi pada derajat yang sama
  - Dilanjutkan pada pemodelan VAR jika kedua variabel sudah stasioner atau belum stasioner namun terintegrasi pada derajat yang berbeda
5. Bila terdapat kointegrasi maka dilanjutkan pada pemodelan VECM, jika tidak terdapat kointegrasi maka dilanjutkan pada pemodelan VAR. Bentuk umum model VAR adalah sebagai berikut.

$$Y_{1t} = a_{10} + a_{11}Y_{1t-1} + a_{12}Y_{2t-1} + a_{13}Y_{1t-2} + a_{14}Y_{2t-2} + \dots + a_{1,p}Y_{1t-p} + e_{1t} \quad (3.2)$$

$$Y_{2t} = a_{20} + a_{21}Y_{1t-1} + a_{22}Y_{2t-1} + a_{23}Y_{1t-2} + a_{24}Y_{2t-2} + \dots + a_{2,p}Y_{2t-p} + e_{2t} \quad (3.3)$$

Sedangkan bentuk umum model VECM, adalah

$$\Delta Y_{1t} = a_{10} + a_{y1}(Y_{1t-1} - \beta_0 - \beta_1 Y_{2t-1}) + \sum_{i=1}^p a_{11,i} \Delta Y_{1t-i} + \sum_{i=1}^p a_{12,i} \Delta Y_{2t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (3.4)$$

$$\Delta Y_{2t} = a_{20} + a_{y2}(Y_{1t-1} - \beta_0 - \beta_1 Y_{2t-1}) + \sum_{i=1}^p a_{21,i} \Delta Y_{1t-i} + \sum_{i=1}^p a_{22,i} \Delta Y_{2t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (3.5)$$

6. Melakukan pengujian signifikansi keberadaan *threshold* dengan *SupLagrange Multiplier Test* (SupLM test)
7. Membuat model TVECM dengan 2 rezim dan 3 rezim. Berikut adalah bentuk umum dari model TVECM.

TVECM 2 Rezim

$$\Delta Y_{1t} = \begin{cases} \Delta Y_{1t} = a_{110} + a_{y11}(Y_{1t-1} - \beta_0 - \beta_1 Y_{2t-1}) + \sum_{i=1}^p a_{111i} \Delta Y_{1t-i} + \sum_{i=1}^p a_{112i} \Delta Y_{2t-i} + \varepsilon_{11t} & , \text{jika } W_{t-1}(\beta) \leq \gamma \quad (3.6) \\ \Delta Y_{1t} = a_{2110} + a_{y21}(Y_{1t-1} - \beta_0 - \beta_1 Y_{2t-1}) + \sum_{i=1}^p a_{211i} \Delta Y_{1t-i} + \sum_{i=1}^p a_{212i} \Delta Y_{2t-i} + \varepsilon_{21t} & , \text{jika } W_{t-1}(\beta) > \gamma \quad (3.7) \end{cases}$$

$$\Delta Y_{2t} = \begin{cases} \Delta Y_{2t} = a_{120} + a_{y12}(Y_{1t-1} - \beta_0 - \beta_1 Y_{2t-1}) + \sum_{i=1}^p a_{121i} \Delta Y_{1t-i} + \sum_{i=1}^p a_{122i} \Delta Y_{2t-i} + \varepsilon_{12t} & , \text{jika } W_{t-1}(\beta) \leq \gamma \quad (3.8) \\ \Delta Y_{2t} = a_{220} + a_{y22}(Y_{1t-1} - \beta_0 - \beta_1 Y_{2t-1}) + \sum_{i=1}^p a_{221i} \Delta Y_{1t-i} + \sum_{i=1}^p a_{222i} \Delta Y_{2t-i} + \varepsilon_{22t} & , \text{jika } W_{t-1}(\beta) > \gamma \quad (3.9) \end{cases}$$

TVECM 3 Rezim

$$\Delta Y_{1t} = \begin{cases} \Delta Y_{1t} = a_{110} + a_{y11}(Y_{1t-1} - \beta_0 - \beta_1 Y_{2t-1}) + \sum_{i=1}^p a_{111i} \Delta Y_{1t-i} + \sum_{i=1}^p a_{112i} \Delta Y_{2t-i} + \varepsilon_{11t} & , \text{jika } W_{t-1}(\beta) < \gamma_1 \quad (3.10) \\ \Delta Y_{1t} = a_{2110} + a_{y21}(Y_{1t-1} - \beta_0 - \beta_1 Y_{2t-1}) + \sum_{i=1}^p a_{211i} \Delta Y_{1t-i} + \sum_{i=1}^p a_{212i} \Delta Y_{2t-i} + \varepsilon_{21t} & , \text{jika } \gamma_1 \leq W_{t-1}(\beta) < \gamma_2 \quad (3.11) \\ \Delta Y_{1t} = a_{3110} + a_{y31}(Y_{1t-1} - \beta_0 - \beta_1 Y_{2t-1}) + \sum_{i=1}^p a_{311i} \Delta Y_{1t-i} + \sum_{i=1}^p a_{312i} \Delta Y_{2t-i} + \varepsilon_{31t} & , \text{jika } W_{t-1}(\beta) \geq \gamma_2 \quad (3.12) \end{cases}$$

$$\Delta Y_{2t} = \begin{cases} \Delta Y_{2t} = a_{120} + a_{y12}(Y_{1t-1} - \beta_0 - \beta_1 Y_{2t-1}) + \sum_{i=1}^p a_{121i} \Delta Y_{1t-i} + \sum_{i=1}^p a_{122i} \Delta Y_{2t-i} + \varepsilon_{12t} & , \text{jika } W_{t-1}(\beta) < \gamma_1 \quad (3.13) \\ \Delta Y_{2t} = a_{220} + a_{y22}(Y_{1t-1} - \beta_0 - \beta_1 Y_{2t-1}) + \sum_{i=1}^p a_{221i} \Delta Y_{1t-i} + \sum_{i=1}^p a_{222i} \Delta Y_{2t-i} + \varepsilon_{22t} & , \text{jika } \gamma_1 \leq W_{t-1}(\beta) < \gamma_2 \quad (3.14) \\ \Delta Y_{2t} = a_{320} + a_{y32}(Y_{1t-1} - \beta_0 - \beta_1 Y_{2t-1}) + \sum_{i=1}^p a_{321i} \Delta Y_{1t-i} + \sum_{i=1}^p a_{322i} \Delta Y_{2t-i} + \varepsilon_{32t} & , \text{jika } W_{t-1}(\beta) \geq \gamma_2 \quad (3.15) \end{cases}$$

8. Membandingkan model TVECM 2 rezim, TVECM 3 rezim, VECM, dan VAR dengan kriteria berdasarkan residual *in sample* dan *out sample*

## BAB 4

### HASIL DAN PEMBAHASAN

Pada bab ini akan dilakukan analisis mengenai hubungan antara PDB dan ekspor di Indonesia untuk menjawab permasalahan penelitian. Pembahasan akan disajikan secara sistematis mulai dari pengkajian estimasi parameter model VAR, VECM, dan TVECM sampai dengan pemodelan TVECM dan perbandingannya dengan model VAR dan VECM. Untuk membantu menjawab permasalahan penelitian maka sebelumnya akan dilakukan analisis deskriptif.

#### 4.1 Analisis Deskriptif

Salah satu cara yang digunakan untuk menganalisis hubungan antar variabel adalah dengan melihat nilai korelasinya. Berikut adalah matriks korelasi antara PDB dan ekspor Indonesia.

Tabel 4.1 Nilai Koefisien Korelasi antara PDB dan Ekspor Indonesia

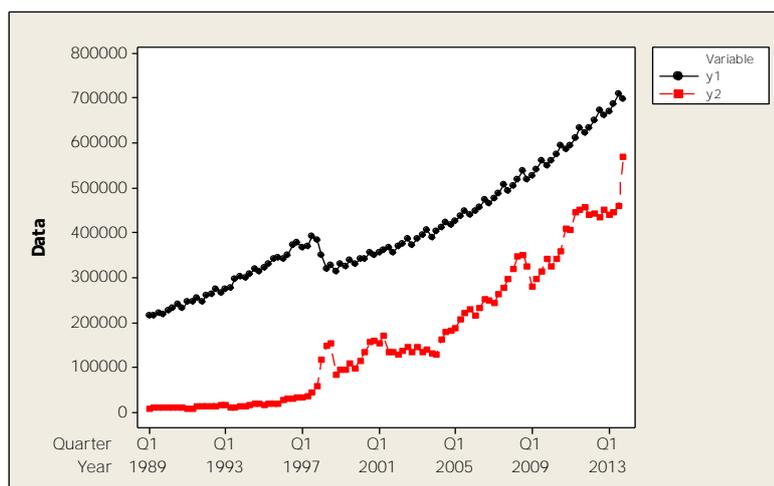
Variabel	PDB	Ekspor
PDB	1	0,961
Ekspor	0,961	1

Dari tabel 4.1 dapat dilihat bahwa hubungan antar kedua variabel sangat kuat. Hal itu bisa dilihat dari nilai koefisien korelasi yang mendekati 1, yaitu 0,961. Koefisien korelasi bertanda positif memiliki arti bahwa hubungan antara PDB dan ekspor adalah searah, artinya ketika PDB meningkat maka ekspor juga meningkat dan ketika PDB turun maka ekspor juga akan turun. Gambaran umum dari PDB dan ekspor dapat dilihat dari statistik deskriptif yang tertera pada tabel 4.2.

Tabel 4.2 Statistik Deskriptif PDB dan Ekspor Indonesia

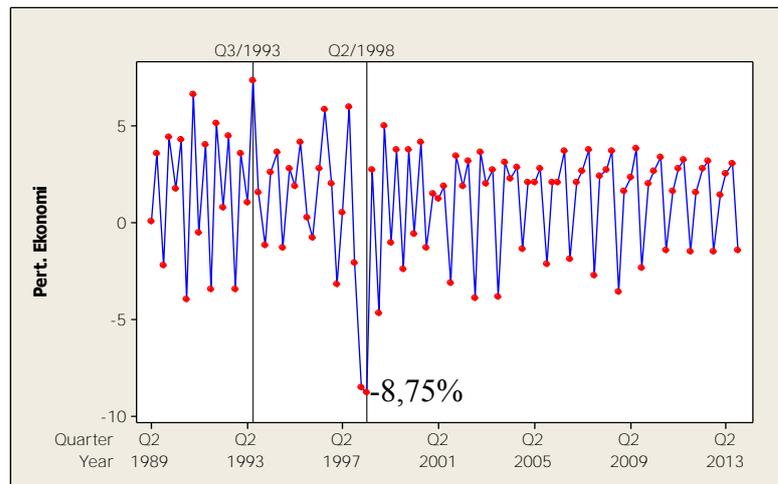
Variabel	PDB	Ekspor
N	100	100
Rata-rata	407379,40	167505,60
Standar Deviasi	130843,7	1541451,3
Nilai Minimum	214242,90	7250,56
Nilai Maksimum	709984,50	568690,70

Dari tabel 4.2 dapat ditunjukkan bahwa nilai minimum dari PDB dan ekspor Indonesia, adalah 214242,90 untuk PDB dan 7250,56 untuk ekspor. Sedangkan nilai maksimum untuk PDB adalah 709984,50 dan ekspor adalah 568690,0. Berikut adalah time series plot dari PDB dan ekspor.



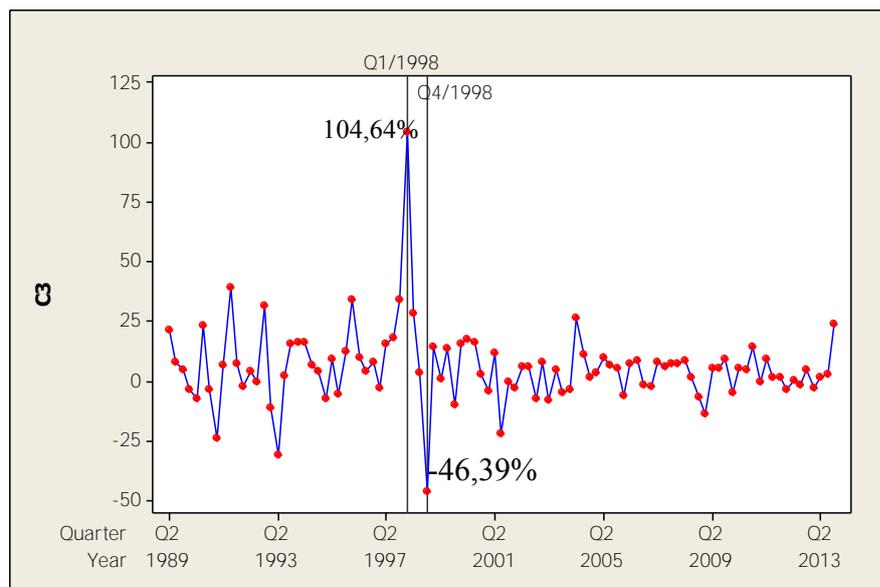
Gambar 4.1 Time Series Plot dari PDB ( $Y_1$ ) dan Ekspor ( $Y_2$ )

Pada gambar 4.1 dapat dilihat bahwa PDB dan ekspor memiliki kecenderungan yang sama-sama meningkat setiap triwulannya. Hal ini bisa menyebabkan kedua variabel tersebut tidak stasioner. Indonesia mengalami perkembangan yang amat pesat selama kurun waktu 25 tahun atau 100 triwulan, dimana PDB meningkat dari Rp. 214.242,90 miliar di triwulan I 1989 menjadi Rp. 699.903,10 miliar di triwulan IV 2013 atau dengan kata lain PDB telah bertumbuh sekitar 226,69 persen. Perubahan relatif dari PDB merupakan pertumbuhan ekonomi yang merupakan salah satu ukuran keberhasilan perekonomian suatu negara. Pada gambar 4.2 disajikan *time series plot* pertumbuhan ekonomi kurun waktu triwulan II 1989 sampai dengan triwulan IV 2013.



Gambar 4.2 Pertumbuhan Ekonomi Indonesia Triwulan II 1989 – Triwulan IV 2013

Dari gambar 4.2 dapat dilihat bahwa pertumbuhan ekonomi tertinggi adalah pada triwulan III 1993, yaitu sebesar 7,40 persen. Krisis ekonomi yang terjadi di tahun 1997 membawa perekonomian Indonesia pada kondisi yang sangat sulit dimana inflasi naik tajam dari 11,2 persen di tahun 1997 menjadi 63,01 persen di tahun 1998. Sulitnya kondisi perekonomian pada saat itu menyebabkan kegiatan produksi menjadi turun sehingga pertumbuhan ekonomi Indonesia merosot tajam dan berada pada titik terendah di triwulan ke II 1998, yaitu -8,75 persen.



Gambar 4.3 Pertumbuhan Ekspor Indonesia Triwulan 2 1989 – Triwulan 4 2013

Selama kurun waktu dari triwulan II 1989 sampai dengan triwulan IV 2013, pertumbuhan ekspor tertinggi terjadi pada triwulan I 1998, yaitu sebesar 104,64 persen. Sedangkan pertumbuhan ekspor terendah terjadi pada triwulan IV 1998, yaitu -46,39 persen.

## 4.2 Estimasi Koefisien Parameter

### 4.2.1 Model VAR

#### Pendekatan *Ordinary Least Square (OLS)*

Bentuk model VAR dengan variabel endogen sebanyak 2 dan panjang lag p adalah sebagai berikut:

$$Y_{1t} = a_{10} + a_{11,1}Y_{1t-1} + a_{12,1}Y_{2t-1} + \dots + a_{11,p}Y_{1t-p} + a_{12,p}Y_{2t-p} + \dots + a_{12,p}Y_{2t-p} + \varepsilon_{1t} \quad (4.1)$$

$$Y_{2t} = a_{20} + a_{21,1}Y_{1t-1} + a_{22,1}Y_{2t-1} + \dots + a_{21,p}Y_{1t-p} + a_{22,p}Y_{2t-p} + \dots + a_{22,p}Y_{2t-p} + \varepsilon_{2t} \quad (4.2)$$

Bila terdapat sebanyak M data *series* dan panjang lag optimum yang akan digunakan adalah sampai dengan lag ke-p maka struktur data yang akan digunakan untuk pemodelan, adalah sebagai berikut.

Tabel 4.3 Struktur Data Pemodelan VAR

Waktu (t)	$Y_{1t}$	$Y_{2t}$	$Y_{1t-1}$	$Y_{2t-1}$	...	$Y_{2t-p}$
P+1	$Y_{1,p+1}$	$Y_{2,p+1}$	$Y_{1,p}$	$Y_{2,p}$		$Y_{2,1}$
P+2	$Y_{1,p+2}$	$Y_{2,p+2}$	$Y_{1,p+1}$	$Y_{2,p+1}$		$Y_{2,2}$
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮		⋮
M	$Y_{1,M}$	$Y_{2,M}$	$Y_{1,M-1}$	$Y_{2,M-1}$		$Y_{2,M-p}$

Sehingga model VAR yang diperoleh dari struktur data di tabel 4.3 dapat dibuat dalam bentuk matriks sebagai berikut:

$$\begin{bmatrix} Y_{1,p+1} & Y_{2,p+1} \\ Y_{1,p+2} & Y_{2,p+2} \\ \vdots & \vdots \\ Y_{1,M} & Y_{2,M} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & Y_{1,p} & Y_{2,p} & \dots & Y_{2,1} \\ 1 & Y_{1,p+1} & Y_{2,p+1} & \dots & Y_{2,2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & Y_{1,M-1} & Y_{2,M-1} & \dots & Y_{2,M-p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{10} & a_{20} \\ a_{11,1} & a_{21,1} \\ a_{12,1} & a_{22,1} \\ \vdots & \vdots \\ a_{12,p} & a_{22,p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1,p+1} & e_{2,p+1} \\ e_{1,p+2} & e_{2,p+2} \\ \vdots & \vdots \\ e_{1,M} & e_{2,M} \end{bmatrix}$$

$$Y_{(M-p) \times 2} = X_{(M-p) \times (1+2p)} A_{(1+2p) \times 2} + \epsilon_{(M-p) \times 2} \quad (4.3)$$

$$\epsilon = Y - XA \quad (4.4)$$

$$\epsilon^2 = (Y - XA)^T (Y - XA)$$

$$\epsilon^2 = Y^T Y - Y^T XA - A^T X^T Y + A^T X^T XA$$

$$\epsilon^2 = Y^T Y - 2A^T X^T Y + A^T X^T XA \quad (4.5)$$

Untuk mendapatkan estimasi koefisien dari matriks A maka persamaan (4.5) diturunkan terhadap A kemudian disamakan dengan nol sehingga diperoleh hasil sebagai berikut.

$$\frac{d\epsilon^2}{dA} = 0$$

$$= 0 - 2X^T Y + 2X^T X \hat{A}$$

$$X^T Y = X^T X \hat{A} \quad (4.6)$$

Sisi kiri dan kanan tanda sama dengan pada persamaan (4.6) dikalikan dengan

$(X^T X)^{-1}$  sehingga diperoleh persamaan sebagai berikut

$$(X^T X)^{-1} X^T X \hat{A} = (X^T X)^{-1} X^T Y \quad (4.7)$$

$$\hat{A}_{OLS} = (X^T X)^{-1} X^T Y \quad (4.8)$$

### Pendekatan *Maximum Likelihood Estimator* (MLE)

Model VAR pada persamaan (4.1) dan (4.2) dapat dibentuk ke dalam bentuk matriks sebagai berikut:

$$\begin{bmatrix} Y_{1t} \\ Y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} & a_{11,1} & a_{12,1} & \dots & a_{12,p} \\ a_{20} & a_{21,1} & a_{22,1} & \dots & a_{22,p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 \\ Y_{1t-1} \\ Y_{2t-1} \\ \vdots \\ Y_{2t-p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{1t} \\ \epsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

$$y_{t(2 \times 1)} = A^T_{(2 \times (1+2p))} x_{t((1+2p) \times 1)} + u_{t(2 \times 1)} \quad (4.9)$$

Estimasi parameter model (4.9) dapat dilakukan dengan mengasumsikan bahwa error  $u_t$  adalah iid *Multivariate Normal* ( $u_t \sim N(0, \Sigma)$ ). Fungsi kepadatan peluang dari  $u_t$ , adalah:

$$f(u_t, \Sigma) = \frac{1}{(2\pi)^2/2 |\Sigma|^{1/2}} \exp \left[ -\frac{1}{2} \frac{(u_t - E(u_t))^2}{V(u_t)} \right]$$

Dengan data *series* sebanyak M dan panjang lag yang digunakan sampai dengan lag ke-p maka fungsi normal likelihoodnya adalah sebagai berikut.

$$L(\mathbf{u}_t, \Sigma) = \prod_{t=p+1}^M f(\mathbf{u}_t, \Sigma) = \prod_{t=p+1}^M \frac{1}{(2\pi)^n |\Sigma|^{1/2}} \exp \left[ -\frac{1}{2} \mathbf{u}_t^T \Sigma^{-1} \mathbf{u}_t \right]$$

$$L(\mathbf{u}_t, \Sigma) = (2\pi)^{-(M-p)} |\Sigma|^{-(M-p)/2} \exp \left[ -\frac{1}{2} \sum_{t=p+1}^M \mathbf{u}_t^T \Sigma^{-1} \mathbf{u}_t \right] \quad (4.10)$$

$$L(\mathbf{u}_t, \Sigma) = (2\pi)^{-(M-p)} |\Sigma|^{-(M-p)/2} \exp \left[ -\frac{1}{2} \sum_{t=p+1}^M \mathbf{u}_t^T \Sigma^{-1} \mathbf{u}_t \right]$$

$$L(\mathbf{u}_t, \Sigma) = (2\pi)^{-n} |\Sigma|^{-n/2} \exp \left[ -\frac{1}{2} \sum_{t=p+1}^M \mathbf{u}_t^T \Sigma^{-1} \mathbf{u}_t \right] \quad (4.11)$$

Untuk mempermudah melakukan estimasi parameter-parameternya, maka persamaan (4.11) di atas diubah ke dalam bentuk natural logaritma menjadi fungsi ln likelihood. Fungsi ln likelihoodnya, adalah sebagai berikut:

$$L_n(\mathbf{u}_t, \Sigma) = -n \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln |\Sigma| - \frac{1}{2} \sum_{t=p+1}^M \mathbf{u}_t^T \Sigma^{-1} \mathbf{u}_t \quad (4.12)$$

Dimana:

$$\mathbf{u}_t(\mathbf{A}, \Sigma) = \mathbf{y}_t - \mathbf{A}^T \mathbf{x}_t$$

secara lengkap persamaan (4.12) dapat dituliskan sebagai berikut:

$$L_n(\mathbf{A}, \Sigma) = -n \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln |\Sigma| - \frac{1}{2} \sum_{t=p+1}^M (\mathbf{u}_t(\mathbf{A}, \Sigma))^T \Sigma^{-1} \mathbf{u}_t(\mathbf{A}, \Sigma)$$

$$L_n(\mathbf{A}, \Sigma) = -n \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln |\Sigma| - \frac{1}{2} \sum_{t=p+1}^M (\mathbf{y}_t - \mathbf{A}^T \mathbf{x}_t)^T \Sigma^{-1} (\mathbf{y}_t - \mathbf{A}^T \mathbf{x}_t)$$

$$L_n(\mathbf{A}, \Sigma) = -n \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln |\Sigma| - \frac{1}{2} \text{tr} \left( \Sigma^{-1} \sum_{t=p+1}^M (\mathbf{y}_t - \mathbf{A}^T \mathbf{x}_t)^T (\mathbf{y}_t - \mathbf{A}^T \mathbf{x}_t) \right)$$

$$L_n(\mathbf{A}, \Sigma) = -n \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln |\Sigma| - \frac{1}{2} \text{tr} \left( \Sigma^{-1} \sum_{t=p+1}^M (\mathbf{y}_t^T - \mathbf{x}_t^T \mathbf{A}^T) (\mathbf{y}_t - \mathbf{A}^T \mathbf{x}_t) \right)$$

$$L_n(\mathbf{A}, \Sigma) = -n \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln |\Sigma| - \frac{1}{2} \text{tr} \left( \Sigma^{-1} \sum_{t=p+1}^M (\mathbf{y}_t^T \mathbf{y}_t - \mathbf{y}_t^T \mathbf{A}^T \mathbf{x}_t - \right.$$

$$\left. \mathbf{x}_t^T \mathbf{A} \mathbf{y}_t + \mathbf{x}_t^T \mathbf{A} \mathbf{A}^T \mathbf{x}_t \right)$$

$$L_n(\mathbf{A}, \Sigma) = -n \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln |\Sigma| - \frac{1}{2} \text{tr} \left( \Sigma^{-1} \sum_{t=p+1}^M (\mathbf{y}_t^T \mathbf{y}_t - 2 \mathbf{y}_t^T \mathbf{A}^T \mathbf{x}_t + \right.$$

$$\left. \mathbf{A}^T \mathbf{x}_t \mathbf{A} \mathbf{x}_t \right) \quad (4.13)$$

Selanjutnya persamaan (4.13) diturunkan secara parsial terhadap parameter yang ingin diestimasi kemudian disamakan dengan nol, sehingga menjadi sebagai berikut:

$$\frac{dL_n(\mathbf{A}, \Sigma)}{d\mathbf{A}} = 0$$

$$0 - 0 - \frac{1}{2} \text{tr} \left( \Sigma^{-1} \sum_{t=p+1}^M (0 - 2 \mathbf{x}_t \mathbf{y}_t^T + 2 \mathbf{x}_t \mathbf{x}_t^T \hat{\mathbf{A}}) \right) = 0$$

$$\text{tr} \left( \Sigma^{-1} \sum_{t=p+1}^M ((\mathbf{x}_t \mathbf{y}_t^T) - (\mathbf{x}_t \mathbf{x}_t^T \hat{\mathbf{A}})) \right) = 0$$

$$tr(\sum_{t=p+1}^M (\mathbf{x}_t \mathbf{y}_t^T - \mathbf{x}_t \mathbf{y}_t^T \hat{\mathbf{A}})) = 0 \quad (4.14)$$

$$tr(\sum_{t=p+1}^M \mathbf{x}_t \mathbf{y}_t^T) - tr((\sum_{t=p+1}^M \mathbf{x}_t \mathbf{x}_t^T) \hat{\mathbf{A}}) = 0$$

$$tr(\sum_{t=p+1}^M \mathbf{x}_t \mathbf{y}_t^T) = tr((\sum_{t=p+1}^M \mathbf{x}_t \mathbf{x}_t^T) \hat{\mathbf{A}})$$

$$\sum_{t=p+1}^M \mathbf{x}_t \mathbf{y}_t^T = (\sum_{t=p+1}^M \mathbf{x}_t \mathbf{x}_t^T) \hat{\mathbf{A}} \quad (4.15)$$

Masing-masing sisi sebelah kiri dan kanan persamaan (4.15) dikalikan dengan  $(\sum_{t=p+1}^M \mathbf{x}_t \mathbf{x}_t^T)^{-1}$  sehingga diperoleh estimasi matriks A dengan metode MLE adalah sebagai berikut:

$$\hat{\mathbf{A}}_{MLE} = (\sum_{t=p+1}^M \mathbf{x}_t \mathbf{x}_t^T)^{-1} (\sum_{t=p+1}^M \mathbf{x}_t \mathbf{y}_t^T) \quad (4.16)$$

Berdasarkan struktur data di tabel 4.3 maka  $\sum_{t=p+1}^M \mathbf{x}_t \mathbf{x}_t^T$  dan  $\sum_{t=p+1}^M \mathbf{x}_t \mathbf{y}_t^T$  dapat dijabarkan menjadi sebagai berikut.

**Penjabaran  $\sum_{t=p+1}^M \mathbf{x}_t \mathbf{x}_t^T$**

$$\mathbf{x}_t \mathbf{x}_t^T = \begin{bmatrix} 1 \\ Y_{1t-1} \\ Y_{2t-1} \\ \vdots \\ Y_{2t-p} \end{bmatrix}_{(1+2p) \times 1} [1 \quad Y_{1t-1} \quad Y_{2t-1} \quad \cdots \quad Y_{2t-p}]_{1 \times (1+2p)}$$

$$\mathbf{x}_t \mathbf{x}_t^T = \begin{bmatrix} 1 & Y_{1t-1} & Y_{2t-1} & \cdots & Y_{2t-p} \\ Y_{1t-1} & Y_{1t-1}^2 & Y_{1t-1} Y_{2t-1} & \cdots & Y_{1t-1} Y_{2t-p} \\ Y_{2t-1} & Y_{2t-1} Y_{1t-1} & Y_{2t-1}^2 & \cdots & Y_{2t-1} Y_{2t-p} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ Y_{2t-p} & Y_{2t-p} Y_{1t-1} & Y_{2t-p} Y_{2t-1} & \cdots & Y_{2t-p}^2 \end{bmatrix}_{(1+2p) \times (1+2p)}$$

$$\sum_{t=p+1}^M \mathbf{x}_t \mathbf{x}_t^T = \begin{bmatrix} \sum_{t=p+1}^M \mathbf{1} & \sum_{t=p+1}^M Y_{1t-1} & \sum_{t=p+1}^M Y_{2t-1} & \cdots & \sum_{t=p+1}^M Y_{2t-p} \\ \sum_{t=p+1}^M Y_{1t-1} & \sum_{t=p+1}^M Y_{1t-1}^2 & \sum_{t=p+1}^M Y_{1t-1} Y_{2t-1} & \cdots & \sum_{t=p+1}^M Y_{1t-1} Y_{2t-p} \\ \sum_{t=p+1}^M Y_{2t-1} & \sum_{t=p+1}^M Y_{2t-1} Y_{1t-1} & \sum_{t=p+1}^M Y_{2t-1}^2 & \cdots & \sum_{t=p+1}^M Y_{2t-1} Y_{2t-p} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sum_{t=p+1}^M Y_{2t-p} & \sum_{t=p+1}^M Y_{2t-p} Y_{1t-1} & \sum_{t=p+1}^M Y_{2t-p} Y_{2t-1} & \cdots & \sum_{t=p+1}^M Y_{2t-p}^2 \end{bmatrix}_{(1+2p) \times (1+2p)}$$

$$\sum_{t=p+1}^M \mathbf{x}_t \mathbf{x}_t^T = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & \cdots & 1 \\ Y_{1,p} & Y_{1,p+1} & Y_{1,p+2} & \cdots & Y_{1,M-p} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ Y_{2,1} & Y_{2,2} & Y_{2,3} & \cdots & Y_{2,M-p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & Y_{1,p} & Y_{2,p} & \cdots & Y_{2,1} \\ 1 & Y_{1,p+1} & Y_{2,p+1} & \cdots & Y_{2,2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & Y_{1,M-p} & Y_{2,M-p} & \cdots & Y_{2,M-p} \end{bmatrix}$$

$$\sum_{t=p+1}^M \mathbf{x}_t \mathbf{x}_t^T = X^T X \quad (4.17)$$

Penjabaran  $\sum_{t=p+1}^M \mathbf{x}_t \mathbf{y}_t^T$

$$\begin{aligned} \sum_{t=p+1}^M \mathbf{x}_t \mathbf{y}_t^T &= \sum_{t=p+1}^M \begin{bmatrix} 1 \\ Y_{1t-1} \\ Y_{2t-1} \\ \vdots \\ Y_{2t-p} \end{bmatrix} [Y_{1t} \quad Y_{2t}] \\ \sum_{t=p+1}^M \mathbf{x}_t \mathbf{y}_t^T &= \sum_{t=p+1}^M \begin{bmatrix} Y_{1t} & Y_{2t} \\ Y_{1t-1} Y_{1t} & Y_{1t-1} Y_{2t} \\ \vdots & \vdots \\ Y_{2t-p} Y_{1t} & Y_{2t-p} Y_{2t} \end{bmatrix}_{(1+2p) \times 2} \end{aligned}$$

$$\sum_{t=p+1}^M \mathbf{x}_t \mathbf{y}_t^T = \begin{bmatrix} \sum_{t=p+1}^M Y_{1t} & \sum_{t=p+1}^M Y_{2t} \\ \sum_{t=p+1}^M Y_{1t-1} Y_{1t} & \sum_{t=p+1}^M Y_{1t-1} Y_{2t} \\ \sum_{t=p+1}^M Y_{2t-1} Y_{1t} & \sum_{t=p+1}^M Y_{2t-1} Y_{2t} \\ \vdots & \vdots \\ \sum_{t=p+1}^M Y_{2t-p} Y_{1t} & \sum_{t=p+1}^M Y_{2t-p} Y_{2t} \end{bmatrix}$$

$$\sum_{t=p+1}^M \mathbf{x}_t \mathbf{y}_t^T = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 1 & \cdots & 1 \\ Y_{1,p} & Y_{1,p+1} & Y_{1,p+2} & \cdots & Y_{1,M-p} \\ Y_{2,p} & Y_{2,p+1} & Y_{2,p+2} & \cdots & Y_{2,M-p} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ Y_{2,1} & Y_{2,2} & Y_{2,3} & \cdots & Y_{2,M-p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{1,p+1} & Y_{2,p+1} \\ Y_{1,p+2} & Y_{2,p+2} \\ Y_{1,p+3} & Y_{2,p+3} \\ \vdots & \vdots \\ Y_{1,M} & Y_{2,M} \end{bmatrix}$$

$$\sum_{t=p+1}^M \mathbf{x}_t \mathbf{y}_t^T = X^T Y \quad (4.18)$$

Dengan mensubstitusikan  $\sum_{t=p+1}^M \mathbf{x}_t \mathbf{x}_t^T$  dan  $\sum_{t=p+1}^M \mathbf{x}_t \mathbf{y}_t^T$  pada persamaan (4.16) dengan hasil dari persamaan (4.17) dan (4.18) maka persamaan (4.16) dapat ditulis dalam bentuk sebagai berikut.

$$\hat{A}_{MLE} = (X^T X)^{-1} X^T Y \quad (4.19)$$

#### 4.2.2 Model VECM

Bentuk model VECM dengan variabel endogen sebanyak 2 dan panjang lag p adalah sebagai berikut:

$$\Delta Y_{1t} = a_{10} + a_{y1} W_p + \sum_{i=1}^p a_{11,i} \Delta Y_{1t-i} + \sum_{i=1}^p a_{12,i} \Delta Y_{2t-i} + \varepsilon_{y1,t} \quad (4.20)$$

$$\Delta Y_{2t} = a_{20} + a_{y2} W_{p+1} + \sum_{i=1}^p a_{21,i} \Delta Y_{1t-i} + \sum_{i=1}^p a_{22,i} \Delta Y_{2t-i} + \varepsilon_{y2,t} \quad (4.21)$$

Bila terdapat sebanyak M data *series* dan panjang lag yang akan digunakan adalah sampai dengan lag ke-p maka struktur data yang akan digunakan untuk pemodelan, adalah sebagai berikut:

Tabel 4.4 Struktur Data Pemodelan VECM

Waktu (t)	$Y_{1t}$	$Y_{2t}$	$W_{t-1}$	$Y_{1t-1}$	$Y_{2t-1}$	...	$Y_{2t-p}$
P+1	$\Delta Y_{1,p+1}$	$\Delta Y_{2,p+1}$	$W_p$	$\Delta Y_{1,p}$	$\Delta Y_{2,p}$		$\Delta Y_{2,1}$
P+2	$\Delta Y_{1,p+2}$	$\Delta Y_{2,p+2}$	$W_{p+1}$	$\Delta Y_{1,p+1}$	$\Delta Y_{2,p+1}$		$\Delta Y_{2,2}$
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮		⋮
M	$\Delta Y_{1,M}$	$\Delta Y_{2,M}$	$W_{M-1}$	$\Delta Y_{1,M-1}$	$\Delta Y_{2,M-1}$		$\Delta Y_{2,M-p}$

$W_{t-1}$  merupakan *error correction term* t-1

Model VECM pada persamaan (4.20) dan (4.21) dapat dibuat dalam bentuk matriks sebagai berikut.

$$\begin{bmatrix} \Delta Y_{1,p+1} & \Delta Y_{2,p+1} \\ \Delta Y_{1,p+2} & \Delta Y_{2,p+2} \\ \vdots & \vdots \\ \Delta Y_{1,M} & \Delta Y_{2,M} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & W_p & \Delta Y_{1,p} & \Delta Y_{2,p} & \cdots & \Delta Y_{2,1} \\ 1 & W_{p+1} & \Delta Y_{1,p+1} & \Delta Y_{2,p+1} & \cdots & \Delta Y_{2,2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & W_{M-1} & \Delta Y_{1,M-1} & \Delta Y_{2,M-1} & \cdots & \Delta Y_{2,M-p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{10} & a_{20} \\ a_{y1} & a_{y2} \\ a_{11,1} & a_{21,1} \\ a_{12,1} & a_{22,1} \\ \vdots & \vdots \\ a_{12,p} & a_{22,p} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1,p+1} & e_{2,p+1} \\ e_{1,p+2} & e_{2,p+2} \\ \vdots & \vdots \\ e_{1,M} & e_{2,M} \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{Y}_{(M-p) \times 2} = \mathbf{X}_{(M-p) \times (2+2p)} \mathbf{A}_{(2+2p) \times 2} + \boldsymbol{\epsilon}_{(M-p) \times 2} \quad (4.22)$$

Prosedur untuk mendapatkan estimasi koefisien parameter model VECM sama dengan prosedur untuk mendapatkan estimasi koefisien VAR baik

menggunakan OLS maupun MLE. Sehingga estimasi koefisien VECM dapat dicari dengan formula sebagai berikut.

$$\hat{A} = (X^T X)^{-1} X^T Y$$

Dimana:

$$X = \begin{bmatrix} 1 & W_p & \Delta Y_{1,p} & \Delta Y_{2,p} & \cdots & \Delta Y_{2,1} \\ 1 & W_{p+1} & \Delta Y_{1,p+1} & \Delta Y_{2,p+1} & \cdots & \Delta Y_{2,2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & W_{M-1} & \Delta Y_{1,M-1} & \Delta Y_{2,M-1} & \cdots & \Delta Y_{2,M-p} \end{bmatrix}$$

$$Y = \begin{bmatrix} \Delta Y_{1,p+1} & \Delta Y_{2,p+1} \\ \Delta Y_{1,p+2} & \Delta Y_{2,p+2} \\ \vdots & \vdots \\ \Delta Y_{1,M} & \Delta Y_{2,M} \end{bmatrix}$$

#### 4.2.3 Model TVECM

Bentuk model TVECM dengan variabel endogen sebanyak 2 dan panjang lag p adalah sebagai berikut.

$$\Delta Y_{1t} = \begin{cases} \Delta Y_{1t} = a_{110} + a_{y11}W_{t-1} + \sum_{i=1}^p a_{111,i}\Delta Y_{1t-i} + \sum_{i=1}^p a_{112,i}\Delta Y_{2t-i} + \varepsilon_{11,t} & , \text{jika } W_{t-1}(\beta) \leq \gamma \quad (4.23) \\ \Delta Y_{1t} = a_{2110} + a_{y21}W_{t-1} + \sum_{i=1}^p a_{211,i}\Delta Y_{1t-i} + \sum_{i=1}^p a_{212,i}\Delta Y_{2t-i} + \varepsilon_{21,t} & , \text{jika } W_{t-1}(\beta) > \gamma \quad (4.24) \end{cases}$$

$$\Delta Y_{2t} = \begin{cases} \Delta Y_{2t} = a_{120} + a_{y12}W_{t-1} + \sum_{i=1}^p a_{121,i}\Delta Y_{1t-i} + \sum_{i=1}^p a_{122,i}\Delta Y_{2t-i} + \varepsilon_{12,t} & , \text{jika } W_{t-1}(\beta) \leq \gamma \quad (4.25) \\ \Delta Y_{2t} = a_{220} + a_{y22}W_{t-1} + \sum_{i=1}^p a_{221,i}\Delta Y_{1t-i} + \sum_{i=1}^p a_{222,i}\Delta Y_{2t-i} + \varepsilon_{22,t} & , \text{jika } W_{t-1}(\beta) > \gamma \quad (4.26) \end{cases}$$

Bila terdapat sebanyak M data *series* dan panjang lag optimum yang akan digunakan adalah sampai dengan lag ke-p maka struktur data yang akan digunakan untuk pemodelan TVECM, adalah sebagai berikut.

Tabel 4.5 Struktur Data Pemodelan TVECM

Waktu (t)	$Y_{1t}$	$Y_{2t}$	$W_{t-1}$	$Y_{1t-1}$	$Y_{2t-1}$	...	$Y_{2t-p}$	$d_{1t}$	$d_{2t}$
P+1	$\Delta Y_{1,p+1}$	$\Delta Y_{2,p+1}$	$W_p$	$\Delta Y_{1,p}$	$\Delta Y_{2,p}$		$\Delta Y_{2,1}$	$d_{1,p+1}$	$d_{2,p+1}$
P+2	$\Delta Y_{1,p+2}$	$\Delta Y_{2,p+2}$	$W_{p+1}$	$\Delta Y_{1,p+1}$	$\Delta Y_{2,p+1}$		$\Delta Y_{2,2}$	$d_{1,p+2}$	$d_{2,p+2}$
⋮	⋮	⋮	⋮	⋮	⋮		⋮		
M	$\Delta Y_{1,M}$	$\Delta Y_{2,M}$	$W_{M-1}$	$\Delta Y_{1,M-1}$	$\Delta Y_{2,M-1}$		$\Delta Y_{2,M-p}$	$d_{1M}$	$d_{2M}$

$W_{t-1}$  merupakan *error correction term* t-1

Maka berdasarkan tabel 4.5 model TVECM dapat dibuat dalam bentuk matriks sebagai berikut.

$$\begin{bmatrix} \Delta Y_{1,p+1} & \Delta Y_{2,p+1} \\ \Delta Y_{1,p+2} & \Delta Y_{2,p+2} \\ \vdots & \vdots \\ \Delta Y_{1,M} & \Delta Y_{2,M} \end{bmatrix}
 = \begin{bmatrix} 1 \cdot d_{1,p+1} & W_p \cdot d_{1,p+1} & \Delta Y_{1,p} \cdot d_{1,p+1} & \Delta Y_{2,p} \cdot d_{1,p+1} & \cdots & \Delta Y_{2,1} \cdot d_{1,p+1} \\ 1 \cdot d_{1,p+2} & W_{p+1} \cdot d_{1,p+2} & \Delta Y_{1,p+1} \cdot d_{1,p+2} & \Delta Y_{2,p+1} \cdot d_{1,p+2} & \cdots & \Delta Y_{2,2} \cdot d_{1,p+2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 \cdot d_{1,M} & W_{M-1} d_{1,M} & \Delta Y_{1,M-1} d_{1,M} & \Delta Y_{2,M-1} d_{1,M} & \cdots & \Delta Y_{2,M-p} d_{1,M} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} a_{110} & a_{120} \\ a_{y11} & a_{y12} \\ a_{111,1} & a_{121,1} \\ a_{112,1} & a_{122,1} \\ \vdots & \vdots \\ a_{112,p} & a_{122,p} \end{bmatrix}$$

$$+ \begin{bmatrix} 1 \cdot d_{2,p+1} & W_p \cdot d_{2,p+1} & \Delta Y_{1,p} \cdot d_{2,p+1} & \Delta Y_{2,p} \cdot d_{2,p+1} & \cdots & \Delta Y_{2,1} \cdot d_{2,p+1} \\ 1 \cdot d_{2,p+2} & W_{p+1} \cdot d_{2,p+2} & \Delta Y_{1,p+1} \cdot d_{2,p+2} & \Delta Y_{2,p+1} \cdot d_{2,p+2} & \cdots & \Delta Y_{2,2} \cdot d_{2,p+2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 \cdot d_{2,M} & W_{M-1} d_{2,M} & \Delta Y_{1,M-1} d_{2,M} & \Delta Y_{2,M-1} d_{2,M} & \cdots & \Delta Y_{2,M-p} d_{2,M} \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} a_{210} & a_{220} \\ a_{y21} & a_{y22} \\ a_{211,1} & a_{221,1} \\ a_{212,1} & a_{222,1} \\ \vdots & \vdots \\ a_{212,p} & a_{222,p} \end{bmatrix}$$

$$+ \begin{bmatrix} e_{1,p+1} & e_{2,p+1} \\ e_{1,p+2} & e_{2,p+2} \\ \vdots & \vdots \\ e_{1,M} & e_{2,M} \end{bmatrix}$$

Dimana:

$$d_{1,t} = \begin{cases} 1, & \text{jika } W_{t-1}(\beta) \leq \gamma \\ 0, & \text{jika } W_{t-1}(\beta) > \gamma \end{cases} \quad d_{2,t} = \begin{cases} 0, & \text{jika } W_{t-1}(\beta) \leq \gamma \\ 1, & \text{jika } W_{t-1}(\beta) > \gamma \end{cases}$$

$$Y_{(M-p) \times 2} = X_{1(M-p) \times (2+2p)} A_{1(2+2p) \times 2} + X_{2(M-p) \times (2+2p)} A_{2(2+2p) \times 2} + \epsilon_{(M-p) \times 2} \quad (4.27)$$

Maka persamaan (4.27) dapat dituliskan sebagai berikut:

$$Y = X_1 A_1 + X_2 A_2 + \epsilon \quad (4.28)$$

Langkah untuk mendapatkan estimasi matriks  $A_1$  dan  $A_2$  pada TVECM sama dengan langkah untuk mendapatkan estimasi matriks  $A$  pada model VAR baik

menggunakan OLS maupun MLE. Sehingga estimasi matriks  $A_1$  dan  $A_2$  pada TVECM dapat dicari dengan formula.

$$\hat{A}_1 = (\mathbf{X}_1^T \mathbf{X}_1)^{-1} \mathbf{X}_1^T \mathbf{Y} \quad (4.29)$$

$$\hat{A}_2 = (\mathbf{X}_2^T \mathbf{X}_2)^{-1} \mathbf{X}_2^T \mathbf{Y} \quad (4.30)$$

### Estimasi Koefisien $\beta, \gamma$

Model TVECM pada persamaan (4.27) dapat dibentuk menjadi

$$y_t = A_1^T x_t(\beta) d_{1t}(\beta, \gamma) + A_2^T x_t(\beta) d_{2t}(\beta, \gamma) + u_t$$

Estimasi parameter TVECM dapat dilakukan dengan mengasumsikan bahwa error  $u_t$  adalah iid Normal ( $u_t \sim N(0, \Sigma)$ ). Fungsi kepadatan peluang dari  $u_t$ , adalah sebagai berikut.

$$f(u_t, \Sigma) = \frac{1}{(2\pi)^{2/2} |\Sigma|^{1/2}} \exp \left[ -\frac{1}{2} \frac{(u_t - E(u_t))^2}{V(u_t)} \right]$$

Dengan menggunakan cara yang sama seperti pada model VAR fungsi likelihood  $u_t$  untuk TVECM dapat dibentuk sebagai berikut.

$$L_n(u_t, \Sigma) = -n \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln |\Sigma| - \frac{1}{2} \sum_{t=p+1}^M u_t^T \Sigma^{-1} u_t \quad (4.31)$$

Dimana:

$$u_t(A_1, A_2, \Sigma, \beta, \gamma) = y_t - A_1^T x_t(\beta) d_{1t}(\beta, \gamma) - A_2^T x_t(\beta) d_{2t}(\beta, \gamma) \quad (4.32)$$

$n = M - p$

secara lengkap persamaan (4.32) dapat dituliskan sebagai berikut:

$$L_n(A_1, A_2, \Sigma, \beta, \gamma) = -n \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln |\Sigma| - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^n (u_t(A_1, A_2, \Sigma, \beta, \gamma))^T \Sigma^{-1} u_t(A_1, A_2, \Sigma, \beta, \gamma) \quad (4.33)$$

dimisalkan:

$$x_{1t} = x_t(\beta) d_{1t}(\beta, \alpha)$$

$$x_{2t} = x_t(\beta) d_{2t}(\beta, \alpha)$$

$$\text{Sehingga, } u_t(A_1, A_2, \Sigma, \beta, \gamma) = y_t - A_1^T x_{1t} - A_2^T x_{2t}$$

Maka persamaan (4.33) dapat dibentuk menjadi berikut.

$$\begin{aligned}
L_n(\mathbf{A}_1, \mathbf{A}_2, \Sigma, \beta, \gamma) &= -n \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln |\Sigma| \\
&\quad - \frac{1}{2} \sum_{t=p+1}^M \left( \mathbf{y}_t - \mathbf{A}_1^T \mathbf{x}_{1t} - \mathbf{A}_2^T \mathbf{x}_{2t} \right)^T \Sigma^{-1} \left( \mathbf{y}_t - \mathbf{A}_1^T \mathbf{x}_{1t} - \mathbf{A}_2^T \mathbf{x}_{2t} \right) \\
L_n(\mathbf{A}_1, \mathbf{A}_2, \Sigma, \beta, \gamma) &= -n \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln |\Sigma| - \frac{1}{2} \text{tr} \left( \Sigma^{-1} \sum_{t=p+1}^M \left( \mathbf{y}_t - \mathbf{A}_1^T \mathbf{x}_{1t} - \right. \right. \\
&\quad \left. \left. \mathbf{A}_2^T \mathbf{x}_{2t} \right)^T \mathbf{y}_t - \mathbf{A}_1^T \mathbf{x}_{1t} - \mathbf{A}_2^T \mathbf{x}_{2t} \right) \quad (4.34)
\end{aligned}$$

Persamaan (4.34) merupakan fungsi likelihood untuk mengestimasi  $\beta, \gamma$  pada model TVECM. Untuk menyederhanakan persamaan (4.34) maka terlebih dahulu dicari estimasi dari  $\Sigma$ . Untuk mendapatkan estimasi  $\Sigma$  maka persamaan (4.34) diturunkan terhadap  $\Sigma$  kemudian disamakan dengan nol, sehingga menjadi sebagai berikut.

$$\begin{aligned}
\frac{dL_n(\mathbf{A}_1, \mathbf{A}_2, \Sigma, \beta, \gamma)}{d\Sigma} &= 0 \\
\frac{d \left( -n \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln |\Sigma| - \frac{1}{2} \sum_{t=p+1}^M \left( \mathbf{y}_t - \mathbf{A}_1^T \mathbf{x}_{1t} - \mathbf{A}_2^T \mathbf{x}_{2t} \right)^T \Sigma^{-1} \left( \mathbf{y}_t - \mathbf{A}_1^T \mathbf{x}_{1t} - \mathbf{A}_2^T \mathbf{x}_{2t} \right) \right)}{d\Sigma} &= 0 \\
\frac{d \left( -n \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln |\Sigma| - \frac{1}{2} \text{tr} \left( \Sigma^{-1} \sum_{t=p+1}^M \left( \mathbf{y}_t - \mathbf{A}_1^T \mathbf{x}_{1t} - \mathbf{A}_2^T \mathbf{x}_{2t} \right)^T \left( \mathbf{y}_t - \mathbf{A}_1^T \mathbf{x}_{1t} - \mathbf{A}_2^T \mathbf{x}_{2t} \right) \right) \right)}{d\Sigma} &= 0 \\
&= 0 \\
0 - \frac{n}{2} \text{tr}(\hat{\Sigma}^{-1}) - \frac{1}{2} \text{tr} \left( (-1) \cdot \hat{\Sigma}^{-1} \hat{\Sigma}^{-1} \sum_{t=p+1}^M \left( \mathbf{y}_t - \mathbf{A}_1^T \mathbf{x}_{1t} - \mathbf{A}_2^T \mathbf{x}_{2t} \right)^T \left( \mathbf{y}_t - \mathbf{A}_1^T \mathbf{x}_{1t} - \right. \right. \\
&\quad \left. \left. \mathbf{A}_2^T \mathbf{x}_{2t} \right) \right) = 0 \\
0 - \frac{n}{2} \text{tr}(\hat{\Sigma}^{-1}) + \frac{1}{2} \text{tr} \left( \hat{\Sigma}^{-1} \hat{\Sigma}^{-1} \sum_{t=p+1}^M \left( \mathbf{y}_t - \mathbf{A}_1^T \mathbf{x}_{1t} - \mathbf{A}_2^T \mathbf{x}_{2t} \right)^T \left( \mathbf{y}_t - \mathbf{A}_1^T \mathbf{x}_{1t} - \right. \right. \\
&\quad \left. \left. \mathbf{A}_2^T \mathbf{x}_{2t} \right) \right) = 0
\end{aligned}$$

$$-\frac{n}{2} \text{tr}(\widehat{\Sigma}^{-1}) = -\frac{1}{2} \text{tr} \left( \widehat{\Sigma}^{-1} \widehat{\Sigma}^{-1} \sum_{t=p+1}^M \left( \mathbf{y}_t - \mathbf{A}_1^T \mathbf{x}_{1t} - \mathbf{A}_2^T \mathbf{x}_{2t} \right)^T \left( \mathbf{y}_t - \mathbf{A}_1^T \mathbf{x}_{1t} - \mathbf{A}_2^T \mathbf{x}_{2t} \right) \right)$$

$$n \cdot \widehat{\Sigma}^{-1} = \widehat{\Sigma}^{-1} \widehat{\Sigma}^{-1} \sum_{t=p+1}^M \left( \mathbf{y}_t - \mathbf{A}_1^T \mathbf{x}_{1t} - \mathbf{A}_2^T \mathbf{x}_{2t} \right)^T \left( \mathbf{y}_t - \mathbf{A}_1^T \mathbf{x}_{1t} - \mathbf{A}_2^T \mathbf{x}_{2t} \right) \quad (4.35)$$

Sisi kiri dan kanan tanda sama dengan pada persamaan (4.35) masing-masing dikalikan dengan  $\widehat{\Sigma} \widehat{\Sigma}$ , sehingga menjadi

$$n \cdot \widehat{\Sigma} = \sum_{t=p+1}^M \left( \mathbf{y}_t - \mathbf{A}_1^T \mathbf{x}_{1t} - \mathbf{A}_2^T \mathbf{x}_{2t} \right)^T \left( \mathbf{y}_t - \mathbf{A}_1^T \mathbf{x}_{1t} - \mathbf{A}_2^T \mathbf{x}_{2t} \right)$$

$$\widehat{\Sigma} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left( \mathbf{y}_t - \mathbf{A}_1^T \mathbf{x}_{1t} - \mathbf{A}_2^T \mathbf{x}_{2t} \right)^T \left( \mathbf{y}_t - \mathbf{A}_1^T \mathbf{x}_{1t} - \mathbf{A}_2^T \mathbf{x}_{2t} \right) \quad (4.36)$$

Agar menjadi matriks 2x2 maka persamaan (4.36) diubah kebentuk berikut

$$\widehat{\Sigma} = \frac{1}{n} \sum_{t=p+1}^M \left( \mathbf{y}_t - \mathbf{A}_1^T \mathbf{x}_{1t} - \mathbf{A}_2^T \mathbf{x}_{2t} \right) \left( \mathbf{y}_t - \mathbf{A}_1^T \mathbf{x}_{1t} - \mathbf{A}_2^T \mathbf{x}_{2t} \right)^T$$

$$\widehat{\Sigma} = \frac{1}{n} \sum_{t=p+1}^M \left( \mathbf{y}_t - \widehat{\mathbf{A}}_1^T \mathbf{x}_t(\beta) d_{1t}(\beta, \alpha) - \widehat{\mathbf{A}}_2^T \mathbf{x}_t(\beta) d_{2t}(\beta, \alpha) \right) \left( \mathbf{y}_t - \widehat{\mathbf{A}}_1^T \mathbf{x}_t(\beta) d_{1t}(\beta, \alpha) - \widehat{\mathbf{A}}_2^T \mathbf{x}_t(\beta) d_{2t}(\beta, \alpha) \right)^T \quad (4.37)$$

dari persamaan (4.37) dapat dibentuk persamaan di bawah ini

$$\widehat{\mathbf{n}} \widehat{\Sigma} = \sum_{t=p+1}^M \left( \mathbf{y}_t - \widehat{\mathbf{A}}_1^T \mathbf{x}_t(\beta) d_{1t}(\beta, \alpha) - \widehat{\mathbf{A}}_2^T \mathbf{x}_t(\beta) d_{2t}(\beta, \alpha) \right) \left( \mathbf{y}_t - \widehat{\mathbf{A}}_1^T \mathbf{x}_t(\beta) d_{1t}(\beta, \alpha) - \widehat{\mathbf{A}}_2^T \mathbf{x}_t(\beta) d_{2t}(\beta, \alpha) \right)^T \quad (4.38)$$

Sehingga fungsi likelihood untuk mengestimasi  $\beta, \gamma$  pada model TVECM pada persamaan (4.34) dapat dibentuk menjadi berikut.

$$L_n(\beta, \gamma) = -n \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln |\widehat{\Sigma}| - \frac{1}{2} \text{tr}(\widehat{\Sigma}^{-1} n \widehat{\Sigma})$$

$$L_n(\beta, \gamma) = -n \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln |\widehat{\Sigma}| - \frac{1}{2} \text{tr}(I n)_{2 \times 2}$$

$$L_n(\beta, \gamma) = -n \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln |\widehat{\Sigma}| - \frac{2n}{2}$$

$$L_n(\beta, \gamma) = -n \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln |\widehat{\Sigma}(\beta, \gamma)| - \frac{2n}{2} \quad (4.39)$$

MLE  $(\hat{\beta}, \hat{\gamma})$  dibentuk sebagai dua nilai yang bisa meminimumkan nilai  $\ln|\widehat{\Sigma}(\beta, \gamma)|$ . Penentuan nilai  $\beta$  dilakukan dengan batasan

$$\pi_0 \leq P(W_{t-1} \leq \gamma) \leq 1 - \pi_0$$

$$\pi_0 \leq n^{-1} \sum_{t=p+1}^M 1(Y_t^T \beta \leq \gamma) \leq 1 - \pi_0 \quad (4.40)$$

MLE untuk  $A_1$  dan  $A_2$ , adalah  $\hat{A}_1 = \hat{A}_1(\hat{\beta}, \hat{\gamma})$  dan  $\hat{A}_2 = \hat{A}_2(\hat{\beta}, \hat{\gamma})$ .

### 4.3 Panjang Lag Optimum

Penentuan panjang lag optimum diperlukan untuk digunakan pada uji kausalitas granger, pembentukan VECM, dan TVECM. Pada penelitian ini pengolahan uji panjang lag optimum dilakukan dengan menggunakan software eviews 8.0. Pada tabel 4.6 disajikan hasil panjang lag optimum yang diperoleh dengan menggunakan kriteria AIC, SIC, HQ, dan FPE.

Tabel 4.6 Hasil Uji Panjang Lag Optimum

Lag	AIC	SIC	HQ	FPE
0	44.33149	44.38668	44.35376	6.14e+16
1	44.33091	44.49646	44.39770	6.13e+16
2	44.36521	44.64113	44.47653	6.35e+16
3	44.25722	44.64351	44.41307	5.70e+16
4	43.45153	43.94819*	43.65190	2.55e+16
5	43.35082*	43.95784	43.59571*	2.31e+16*
6	43.37655	44.09393	43.66597	2.37e+16
7	43.44667	44.27442	43.78062	2.55e+16
8	43.50417	44.44230	43.88265	2.71e+16

Dari empat kriteria yang digunakan, tiga diantaranya (AIC, HQ, dan FPE) menyimpulkan bahwa panjang lag optimum yang terpilih adalah lag 5. Dengan demikian diputuskan bahwa panjang lag optimum yang digunakan pada penelitian ini adalah lag 5. Penentuan ini juga didukung dengan pendapat Venus Khim dan Liew (2004) bahwa kriteria AIC dan FPE dapat meminimalkan terjadinya *underestimate* dan memaksimalkan peluang untuk mendapatkan panjang lag yang sebenarnya untuk sampel kecil ( $T < 120$ ).

### 4.4 Uji Kausalitas Granger

Uji kausalitas granger pada penelitian ini bertujuan untuk melihat hubungan sebab akibat yang terjadi antara PDB dan ekspor, apakah hubungan

kausalitas yang terjadi satu arah, dua arah, atau tidak terjadi hubungan. Uji kausalitas granger pada penelitian ini dilakukan dengan hipotesis sebagai berikut.

- Ho: Ekspor tidak mempengaruhi PDB  
H1: Ekspor mempengaruhi PDB
- Ho: PDB tidak mempengaruhi Ekspor  
H1: PDB mempengaruhi Ekspor

Statistik uji yang digunakan adalah statistik uji F. Keputusan ditolak atau tidaknya hipotesis nol dapat dilakukan dengan melihat *p-value*. Jika *p-value* kurang dari level signifikan ( $\alpha$ ) yang digunakan, maka keputusannya tolak Ho.

Berikut adalah hasil uji kausalitas granger yang merupakan hasil olahan dengan menggunakan *software* eviews 8.0.

Tabel 4.7 Hasil Uji Kausalitas Granger antara PDB dan Ekspor

Hipotesis Nol	<i>F-Statistic</i>	<i>p-value</i>
Ekspor tidak mempengaruhi PDB	5.72845	0.0001
PDB tidak mempengaruhi Ekspor	2.39324	0.0443

Dari tabel 4.7 dapat dilihat bahwa besarnya *p-value* untuk hipotesis nol yang pertama adalah 0,0001 dan yang kedua adalah 0,0443. Kedua *p-value* tersebut bernilai kurang dari level signifikan (5 persen) sehingga keputusan untuk kedua hipotesis tersebut adalah tolak Ho. Karena ekspor mempengaruhi PDB dan begitu juga sebaliknya, maka hubungan kausalitas yang terjadi antara PDB dan ekspor adalah hubungan kausalitas dua arah (*bilateral causality*). Hal ini mengindikasikan bahwa PDB Indonesia saat ini dipengaruhi oleh nilai ekspor pada periode 5 triwulan sebelumnya dan begitu juga sebaliknya.

#### 4.5 Uji Stasioneritas Data

Setelah melakukan uji kausalitas Granger, langkah selanjutnya adalah melakukan uji stasioneritas data. Uji kointegrasi akan bermakna jika variabel-variabel yang diteliti belum stasioner dan terintegrasi pada derajat yang sama.

Oleh karena itu sebelum melakukan pengujian kointegrasi perlu dilakukan uji stasioneritas data pada variabel yang akan diteliti. Agar hasil pengujian stasioneritas meyakinkan maka pada penelitian ini dilakukan pengujian dengan menggunakan statistik uji. Pada tabel 4.8 disajikan hasil uji stasioneritas PDB ( $Y_1$ ) dan ekspor ( $Y_2$ ) untuk data asli atau belum dilakukan *differencing*.

Tabel 4.8 Uji Stasioneritas Data Asli

Variabel	Jenis Uji	Hipotesis Nol	Level Sig	t-tabel	t-hitung	Keputusan
$Y_1$	ADF	$Y_1$ tidak stasioner	5%	-3,458	-0,477	Tidak Tolak Ho
			10%	-3,155		Tidak Tolak Ho
	PP	$Y_1$ tidak stasioner	5%	-3,456	0,137	Tidak Tolak Ho
			10%	-3,154		Tidak Tolak Ho
	KPSS	$Y_1$ stasioner	5%	0,146	0,243	Tolak Ho
			10%	0,119		Tolak Ho
$Y_2$	ADF	$Y_2$ tidak stasioner	5%	-3,459	-0,463	Tidak Tolak Ho
			10%	-3,155		Tidak Tolak Ho
	PP	$Y_2$ tidak stasioner	5%	-3,456	-0,221	Tidak Tolak Ho
			10%	-3,154		Tidak Tolak Ho
	KPSS	$Y_2$ stasioner	5%	0,146	0,266	Tolak Ho
			10%	0,119		Tolak Ho

Dari tabel 4.8 dapat dilihat bahwa semua nilai t-hitung dari uji ADF dan PP untuk variabel  $Y_1$  dan  $Y_2$  lebih besar dari nilai t-tabel. Hal ini memberikan keputusan bahwa hipotesis nol tidak ditolak dengan level signifikan 5 persen, yang artinya dengan level signifikan 5 persen kedua variabel tidak stasioner. Nilai t-hitung dari uji KPSS untuk variabel  $Y_1$  dan  $Y_2$  lebih besar dari t-tabel. Hal ini memberi keputusan bahwa hipotesis nol ditolak. Meskipun keputusan uji KPSS berbeda dengan ADF dan PP namun kesimpulan yang diberikan adalah sama yaitu kedua variabel tidak stasioner. Langkah selanjutnya, adalah melakukan uji stasioneritas kedua variabel setelah dilakukan *differencing* pertama. Berikut adalah hasil uji stasioneritas  $Y_1$  dan  $Y_2$  setelah dilakukan *differencing* pertama.

Tabel 4.9 Uji Stasioneritas Data Setelah *Differencing* Pertama

Variabel	Jenis Uji	Hipotesis Nol	Level Sig	t-tabel	t-hitung	Keputusan
Y <sub>1</sub>	ADF	Y <sub>1</sub> tidak stasioner	5%	-3,458	-3,69	Tolak Ho
			10%	-3,155		Tolak Ho
	PP	Y <sub>1</sub> tidak stasioner	5%	-3,456	-11,758	Tolak Ho
			10%	-3,154		Tolak Ho
	KPSS	Y <sub>1</sub> stasioner	5%	0,146	0,174	Tolak Ho
			10%	0,119		Tolak Ho
Y <sub>2</sub>	ADF	Y <sub>2</sub> tidak stasioner	5%	-3,459	-5,607	Tolak Ho
			10%	-3,155		Tolak Ho
	PP	Y <sub>2</sub> tidak stasioner	5%	-3,456	-6,452	Tolak Ho
			10%	-3,154		Tolak Ho
	KPSS	Y <sub>2</sub> stasioner	5%	0,146	0,096	Tidak Tolak Ho
			10%	0,119		Tidak Tolak Ho

Dari tabel 4.9 dapat dilihat bahwa pada pengujian variabel Y<sub>1</sub> dan Y<sub>2</sub> yang sudah dilakukan *differencing*, nilai t-hitung dari uji ADF dan PP lebih kecil dari nilai t-tabel. Hal ini memberi keputusan bahwa hipotesis nol ditolak dengan level signifikan 5 persen, yang artinya dengan level signifikan 5 persen kedua variabel yang sudah dilakukan *differencing* sudah stasioner. Nilai t-hitung dari uji KPSS pada Y<sub>2</sub> yang sudah dilakukan *differencing* lebih kecil dari t-tabel. Hal ini memberi keputusan bahwa hipotesis nol tidak ditolak pada level signifikan 5 persen, yang artinya dengan level signifikan 5 persen variabel Y<sub>2</sub> yang sudah dilakukan *differencing* sudah stasioner. Dengan demikian bisa dikatakan bahwa variabel Y<sub>1</sub> dan Y<sub>2</sub> terintegrasi pada derajat yang sama yaitu order 1 sehingga uji kointegrasi dapat dilakukan pada kedua variabel tersebut.

#### 4.6 Uji Kointegrasi

Setelah disimpulkan bahwa PDB dan ekspor terintegrasi pada order yang sama, maka langkah selanjutnya adalah menguji ada atau tidaknya hubungan keseimbangan jangka panjang diantara kedua variabel tersebut dengan menggunakan uji kointegrasi. Hubungan keseimbangan jangka panjang diperlukan agar terhindar adanya masalah *spurious regression* yang diakibatkan oleh ketidakstasioneran yang terjadi pada data penelitian. Selain itu pembentukan VECM juga mensyaratkan adanya hubungan keseimbangan jangka panjang antar variabel. Walaupun secara parsial dua variabel tidak stasioner namun bila kombinasi linear antara dua variabel tersebut stasioner, maka dapat dikatakan

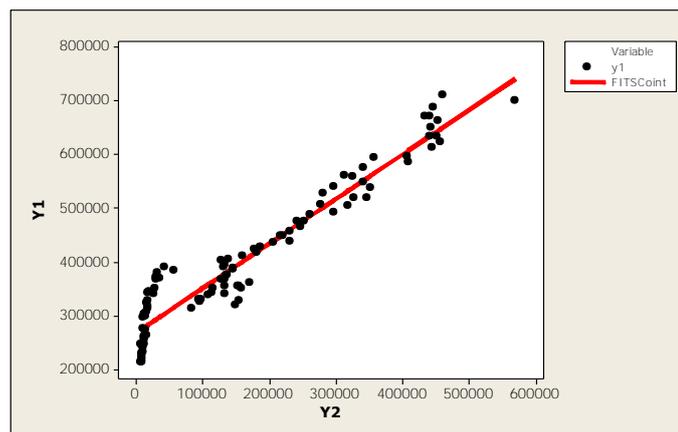
kedua variabel tersebut berkointegrasi atau memiliki hubungan keseimbangan jangka panjang.

Langkah awal pengujian kointegrasi dengan menggunakan prosedur Engel-Granger adalah dengan membentuk model regresi antara variabel yang akan diuji hubungan keseimbangan jangka panjangnya. Berikut adalah model regresi yang terbentuk antara PDB dan ekspor di Indonesia.

$$PDB_t = 268313 + 0.8302 Ekspor_t + e_t \quad (4.41)$$

Model 4.41 dapat diinterpretasikan ketika ekspor naik sebesar 1 miliar rupiah maka PDB akan meningkat sebesar 0,8302 miliar rupiah.

Perbandingan antara *scatter plot* data aktual dengan model regresi dapat dilihat di gambar berikut.



Gambar 4.4 Perbandingan antara *Scatter Plot* Data Aktual dengan Model Regresi

Setelah mendapatkan model regresi antara PDB dan ekspor, langkah selanjutnya adalah menguji stasioneritas residual dari model tersebut. Jika residual dari model yang dihasilkan sudah stasioner maka dapat dikatakan bahwa variabel PDB dan ekspor memiliki hubungan keseimbangan jangka panjang. Berikut adalah hasil pengujian stasioneritas residual model regresi.

Tabel 4.10 Uji Stasioneritas Residual Model Regresi

Jenis Uji	Hipotesis Nol	Level Sig	t-tabel	t-hitung	Keputusan
ADF	Y <sub>1</sub> tidak stasioner	5%	-1,944286	-2,719071	Tolak Ho
		10%	-1,614487		Tolak Ho
PP	Y <sub>1</sub> tidak stasioner	5%	-2,890926	-3,033407	Tolak Ho
		10%	-2,582514		Tolak Ho
KPSS	Y <sub>1</sub> stasioner	5%	0,46300	0,107217	Tidak Tolak Ho
		10%	0,34700		Tidak Tolak Ho

Berdasarkan tabel 4.10 dapat dilihat bahwa metode ADF dan PP memberi keputusan tolak Ho sedangkan metode KPSS memberi keputusan tidak tolak Ho. Dengan demikian dapat disimpulkan bahwa residual model regresi sudah stasioner. Karena residual model regresi antara PDB dan ekspor sudah stasioner maka kedua variabel tersebut dapat dikatakan memiliki hubungan keseimbangan jangka panjang.

#### 4.7 Vector Error Correction Model (VECM) PDB dan Ekspor

Karena PDB dan ekspor memiliki hubungan keseimbangan jangka panjang maka pembentukan VECM dapat dilakukan. Model ini dapat dijadikan solusi bagi variabel-variabel yang memiliki hubungan keseimbangan jangka panjang namun dalam jangka pendek tidak terjadi keseimbangan. Hasil estimasi koefisien parameter VECM dapat dilihat di tabel 4.11 berikut.

Tabel 4.11 Hasil Estimasi Koefisien Parameter VECM

Variabel	$\Delta PDB_t$	<i>p-value</i>	$\Delta Ekspor_t$	<i>p-value</i>
ECT <sub>t-1</sub>	-0.03325	0.2558	0.14055	0.0398
Konstanta	2880	0.0265	3177	0.3141
$\Delta PDB_{t-1}$	0.2155	0,0454	-0.2644	0.3145
$\Delta Ekspor_{t-1}$	-0.17499	0.0006	0.2918	0.0183
$\Delta PDB_{t-2}$	-0.00925	0.9017	0.1373	0.457
$\Delta Ekspor_{t-2}$	-0.08210	0.1308	-0.0528	0.6911
$\Delta PDB_{t-3}$	-0.10999	0.1281	0.1734	0.328
$\Delta Ekspor_{t-3}$	0.04672	0.3394	-0.3368	0.0063
$\Delta PDB_{t-4}$	0.77281	0.0001	-0.1071	0.5458
$\Delta Ekspor_{t-4}$	0.00121	0.9809	0.3545	0.0048
$\Delta PDB_{t-5}$	-0.2190	0.0502	0.4382	0.1106
$\Delta Ekspor_{t-5}$	0.01563	0.759	-0.1700	0.1788
ECT <sub>t-1</sub> = PDB <sub>t-1</sub> -268313-0.8302 Ekspor <sub>t-1</sub>				

Berdasarkan tabel 4.11 bentuk VECM dapat dituliskan sebagai berikut.

$$\begin{aligned} \Delta PDB_t = & 2880 - 0,0332ECT_{t-1} + 0,2155\Delta PDB_{t-1} - 0,17499\Delta Ekspor_{t-1} - 0,00925\Delta PDB_{t-2} - \\ & 0,0821\Delta Ekspor_{t-2} - 0,10999\Delta PDB_{t-3} + 0,04672\Delta Ekspor_{t-3} + 0,77281\Delta PDB_{t-4} + \\ & 0,00121\Delta Ekspor_{t-4} - 0,2190\Delta PDB_{t-5} + 0,01563\Delta Ekspor_{t-5} + e_{1t} \end{aligned} \quad (4.42)$$

$$\begin{aligned} \Delta Ekspor_t = & 3177 + 0,14055ECT_{t-1} - 0,2644\Delta PDB_{t-1} + 0,2918\Delta Ekspor_{t-1} + 0,1373\Delta PDB_{t-2} - \\ & 0,0528 \Delta Ekspor_{t-2} + 0,1734 \Delta PDB_{t-3} - 0,3368\Delta Ekspor_{t-3} - 0,1071\Delta PDB_{t-4} + 0,3545\Delta Ekspor_{t-4} + \\ & 0,4382\Delta PDB_{t-5} - 0,1700\Delta Ekspor_{t-5} + e_{1t} \end{aligned} \quad (4.43)$$

Adanya hubungan keseimbangan jangka panjang antara PDB dan ekspor dapat ditunjukkan dari adanya koefisien *error correction term* ( $ECT_{t-1}$ ) yang signifikan pada model. Dari tabel 4.11 dapat dilihat bahwa ada satu koefisien *error correction term* ( $ECT_{t-1}$ ) yang signifikan, yaitu  $ECT_{t-1}$  pada model  $\Delta Ekspor_t$  sehingga disimpulkan terdapat hubungan keseimbangan jangka panjang antara PDB dan ekspor sesuai dengan hasil pengujian kointegrasi. Nilai sebesar -0,03325 pada koefisien  $ECT_{t-1}$  di model  $\Delta PDB_t$  memiliki arti bahwa ketika terjadi ketidakseimbangan pada jangka pendek, PDB akan cenderung turun untuk merespon ketidakseimbangan tersebut, dimana sekitar 3,325 persen ketidakseimbangan yang terjadi akan dikoreksi pada tiap triwulannya. Karena secara statistik koefisien  $ECT_{t-1}$  di model  $\Delta PDB_t$  tidak signifikan maka dapat diartikan bahwa respon yang diberikan PDB terhadap ketidakseimbangan tidak begitu berpengaruh signifikan terhadap terciptanya keseimbangan jangka panjang.

Nilai sebesar 0,1405 pada koefisien  $ECT_{t-1}$  di model  $\Delta Ekspor_t$  memiliki arti bahwa ketika terjadi ketidakseimbangan pada jangka pendek, ekspor akan cenderung naik untuk merespon ketidakseimbangan tersebut, dimana sekitar 14,05 persen ketidakseimbangan yang terjadi akan dikoreksi pada tiap triwulannya. Lebih besarnya nilai mutlak koefisien  $ECT_{t-1}$  pada model  $\Delta Ekspor_t$  dibandingkan model  $\Delta PDB_t$  memiliki arti bahwa ekspor lebih merespon ketidakseimbangan yang terjadi dibandingkan PDB untuk kembali menuju keseimbangan jangka panjang. Dari tabel 4.11 dapat dilihat bahwa koefisien  $ECT_{t-1}$  hanya signifikan pada model  $\Delta Ekspor_t$ . Hal ini bisa menggambarkan bahwa kausalitas jangka panjang yang terjadi antara PDB dan ekspor adalah PDB mempengaruhi ekspor.

Koefisien lag untuk  $\Delta PDB$  dan  $\Delta Ekspor$  menunjukkan apakah dinamika jangka pendek PDB dan ekspor saat ini dipengaruhi oleh dinamika jangka pendek PDB dan ekspor pada beberapa periode sebelumnya. Tabel 4.11 menunjukkan bahwa dinamika PDB saat ini dipengaruhi oleh dinamika PDB pada triwulan 1, 4, dan 5 sebelumnya dan dinamika ekspor 1 triwulan sebelumnya. Sedangkan dinamika ekspor saat ini dipengaruhi oleh dinamika jangka pendek ekspor pada triwulan 1, 3, dan 4 sebelumnya. Hal ini menunjukkan bahwa dinamika PDB saat ini akan berpengaruh signifikan pada perilaku PDB pada triwulan 1,4, dan 5 kemudian untuk menuju keseimbangan jangka panjang ketika terjadi ketidakseimbangan. Sedangkan dinamika ekspor saat ini memberikan pengaruh yang signifikan terhadap perilaku PDB untuk menuju keseimbangan jangka panjang pada satu triwulan kemudian. Dinamika ekspor saat ini akan berpengaruh signifikan pada perilaku ekspor di 1, 3, dan 4 triwulan kemudian untuk menuju keseimbangan jangka panjang. Selain itu, karena terdapat variabel perubahan lag ekspor yang signifikan berpengaruh terhadap perubahan PDB namun tidak ada variabel perubahan lag PDB yang signifikan terhadap perubahan ekspor maka dapat disimpulkan bahwa kausalitas jangka pendek yang terjadi adalah perubahan ekspor mempengaruhi perubahan PDB.

Tanda negatif pada koefisien  $\Delta Ekspor_{t-1}$  dan  $\Delta Ekspor_{t-2}$  untuk model  $\Delta PDB_t$  dapat disebabkan karena persentase kenaikan ekspor pada triwulan satu dan dua sebelumnya lebih besar dibandingkan dengan persentase kenaikan PDB saat ini. Hal ini mengindikasikan bahwa persentase kenaikan ekspor yang tingginya belum cukup untuk menghasilkan persentase kenaikan PDB yang sebanding dengan kenaikan ekspor untuk satu dan dua triwulan kemudian. Dengan kata lain perlu adanya penurunan atau kenaikan variabel lain yang mampu mendongkrak kenaikan PDB agar lebih tinggi lagi seperti penurunan impor, penurunan inflasi, kenaikan investasi, dan lain-lain. Begitu juga sebaliknya tanda negatif pada koefisien  $\Delta PDB_{t-1}$  pada model  $\Delta Ekspor_t$  dapat disebabkan karena meskipun persentase kenaikan PDB pada satu triwulan sebelumnya rendah bahkan mungkin saja negatif namun persentase kenaikan ekspor dapat tinggi karena adanya faktor lain seperti nilai tukar dolar terhadap rupiah.

#### 4.8 Uji Signifikansi Keberadaan Threshold

Langkah selanjutnya adalah melakukan pengujian signifikansi keberadaan *threshold*. Uji ini bertujuan untuk melihat apakah pemodelan TVECM tepat dilakukan atau tidak. Hipotesis yang digunakan pada penelitian ini, adalah:

Ho: Model adalah linear VECM

H1: Model adalah Threshold VECM

Pengujian signifikansi keberadaan threshold dilakukan dengan metode SupLM dimana *p-value* didapatkan dengan metode *fixed regressor bootstrap*. Banyaknya replikasi *bootstrap* yang digunakan adalah 1000 replikasi. Berikut adalah hasil pengujian signifikansi keberadaan *threshold* yang diperoleh dengan bantuan software R 3.1.0.

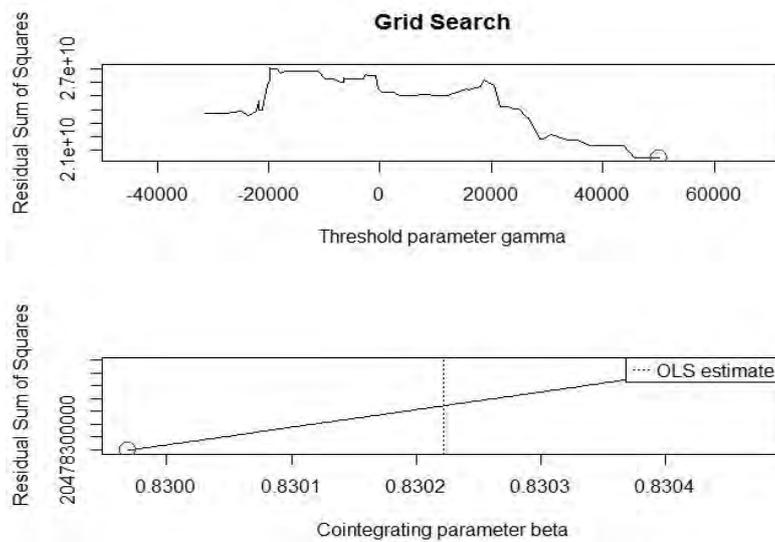
Tabel 4.12 Hasil Uji Signifikansi Keberadaan *Threshold*

Level Signifikan	Nilai Kritis	Statistik Uji	<i>p-value</i>	Keputusan
1%	30.40468	36,19298	0,009	Tolak Ho
5%	32.60974			Tolak Ho
10%	35.95149			Tolak Ho

Hasil pengujian terhadap *threshold* diperoleh nilai SupLM sebesar 36,19298 dengan *p-value* sebesar 0,009. Hasil pengujian ini menunjukkan bahwa keberadaan *threshold* pada pemodelan PDB dan ekspor Indonesia sudah tepat sehingga pemodelan TVECM tepat untuk dilakukan.

#### 4.9 Threshold Vector Error Correction Model (TVECM)

Pada penelitian ini dilakukan pemodelan TVECM untuk 2 rezim dan 3 rezim. Nilai *trimming* yang digunakan sebagai batasan pada pencarian estimasi *threshold* adalah sebesar 0,05. Berikut adalah hasil pengolahan TVECM dengan 2 rezim.



Gambar 4.5 Nilai *Threshold* dan Koefisien Kointegrasi yang terpilih untuk Pemodelan TVECM 2 Rezim

Dari gambar 4.5 dapat diketahui bahwa *residual sum of square* terkecil dihasilkan ketika parameter kointegrasinya sebesar 0,829968 dan nilai *threshold* ( $\gamma$ ) sebesar 50195,15.

Tabel 4.13 Hasil Estimasi Koefisien Parameter TVECM 2 Rezim

Variabel	Rezim 1				Rezim 2			
	$\Delta PDB_t$	<i>p-value</i>	$\Delta Ekspor_t$	<i>p-value</i>	$\Delta PDB_t$	<i>p-value</i>	$\Delta Ekspor_t$	<i>p-value</i>
$ECT_{t-1}$	0.0207	0.5963	0.1691	0.0671	-0.4394	0.7330	-6.7279	0.0278
Konstanta	3742.932	0.0046	3564.051	0.2361	28143.643	0.8671	802244.634	0.0440
$\Delta PDB_{t-1}$	0.1585	0.1457	-0.1347	0.5936	0.3664	0.9125	-14.6042	0.0636
$\Delta Ekspor_{t-1}$	-0.1479	0.0023	0.2047	0.0644	-0.8268	0.8599	-17.0175	0.1225
$\Delta PDB_{t-2}$	0.0261	0.7234	-0.0643	0.7090	-0.8442	0.6457	-6.5706	0.1279
$\Delta Ekspor_{t-2}$	-0.0687	0.1848	0.0160	0.8940	0.7189	0.7815	-10.4611	0.0869
$\Delta PDB_{t-3}$	-0.1605	0.0281	0.1708	0.3098	0.4034	0.9382	-23.9190	0.0521
$\Delta Ekspor_{t-3}$	0.0706	0.1364	-0.3012	0.0075	1.7940	0.1998	4.3762	0.1803
$\Delta PDB_{t-4}$	0.6938	1.1e-14	0.0655	0.6938	0.6472	0.7633	-8.9278	0.0782
$\Delta Ekspor_{t-4}$	0.0162	0.7316	0.2590	0.0212	1.1274	0.8777	36.4727	0.0358
$\Delta PDB_{t-5}$	-0.2219	0.0418	0.1896	0.4502	-0.0803	0.9347	-0.4205	0.8541
$\Delta Ekspor_{t-5}$	0.0085	0.8594	-0.0683	0.5429	-0.8215	0.7186	8.1432	0.1287

Nilai *threshold* ( $\gamma$ ) yang membagi kedua rezim tersebut adalah sebesar 50195,15

Berdasarkan tabel 4.13 bentuk TVECM 2 rezim dapat dituliskan sebagai berikut:

## Rezim 1

$$\begin{aligned} \Delta PDB_t = & 3742.9315 + 0.0207 ECT_{t-1} + 0.1585 \Delta PDB_{t-1} - 0.1479 \Delta Ekspor_{t-1} + 0.0261 \Delta PDB_{t-2} - \\ & 0.0687 \Delta Ekspor_{t-2} - 0.1605 \Delta PDB_{t-3} + 0.0706 \Delta Ekspor_{t-3} + 0.6938 \Delta PDB_{t-4} + 0.0162 \Delta Ekspor_{t-4} - \\ & 0.2219 \Delta PDB_{t-5} + 0.0085 \Delta Ekspor_{t-5} + e_{1t} \end{aligned} \quad (4.44)$$

$$\begin{aligned} \Delta Ekspor_t = & 3564.0506 + 0.1691 ECT_{t-1} - 0.1347 \Delta PDB_{t-1} + 0.2047 \Delta Ekspor_{t-1} - 0.0643 \Delta PDB_{t-2} + \\ & 0.0160 \Delta Ekspor_{t-2} + 0.1708 \Delta PDB_{t-3} - 0.3012 \Delta Ekspor_{t-3} + 0.0655 \Delta PDB_{t-4} + 0.2590 \Delta Ekspor_{t-4} + \\ & 0.1896 \Delta PDB_{t-5} - 0.0683 \Delta Ekspor_{t-5} + e_{1t} \end{aligned} \quad (4.45)$$

## Rezim 2

$$\begin{aligned} \Delta PDB_t = & 28143.6426 - 0.4394 ECT_{t-1} + 0.3664 \Delta PDB_{t-1} - 0.8268 \Delta Ekspor_{t-1} - 0.8442 \Delta PDB_{t-2} + \\ & 0.7189 \Delta Ekspor_{t-2} + 0.4034 \Delta PDB_{t-3} + 1.7940 \Delta Ekspor_{t-3} + 0.6472 \Delta PDB_{t-4} + 1.1274 \Delta Ekspor_{t-4} - \\ & 0.0803 \Delta PDB_{t-5} - 0.8215 \Delta Ekspor_{t-5} + e_{1t} \end{aligned} \quad (4.46)$$

$$\begin{aligned} \Delta Ekspor_t = & 802244.6357 - 6.7279 ECT_{t-1} - 14.6042 \Delta PDB_{t-1} - 17.0175 \Delta Ekspor_{t-1} - 6.5706 \Delta PDB_{t-2} - \\ & 10.4611 \Delta Ekspor_{t-2} - 23.9190 \Delta PDB_{t-3} + 4.3762 \Delta Ekspor_{t-3} - 8.9278 \Delta PDB_{t-4} + \\ & 36.4727 \Delta Ekspor_{t-4} - 0.4205 \Delta PDB_{t-5} + 8.1432 \Delta Ekspor_{t-5} + e_{1t} \end{aligned} \quad (4.47)$$

Bila dibentuk menjadi dua rezim, maka perilaku PDB dan ekspor dalam merespon ketidakseimbangan atau penyimpangan berbeda antar rezim. Pembagian rezim pada model TVECM di atas didasarkan pada suatu nilai *threshold* yaitu sebesar 50195,15. Rezim satu menggambarkan perilaku penyesuaian dari PDB dan ekspor ketika besarnya penyimpangan satu periode sebelumnya kurang dari atau sama dengan 50195,15. Sedangkan rezim kedua menggambarkan perilaku penyesuaian PDB dan ekspor ketika besarnya penyimpangan satu periode sebelumnya lebih besar dari 50195,15.

Koefisien  $ECT_{t-1}$  menunjukkan kecepatan penyesuaian suatu variabel pada saat menyimpang dari nilai keseimbangan untuk kembali menuju keseimbangan. Dari tabel 4.13 ditunjukkan bahwa pada rezim 1 dan 2 hanya koefisien  $ECT_{t-1}$  di model  $\Delta Ekspor_t$  saja yang signifikan, dimana pada rezim 1 signifikan pada level signifikan 10 persen dan pada rezim 2 signifikan pada level signifikan 5 persen. Pada rezim 1 nilai  $ECT_{t-1}$  model  $\Delta PDB_t$  sebesar 0,027 memiliki arti bahwa ketika terjadi ketidakseimbangan di jangka pendek, PDB akan cenderung naik untuk merespon ketidakseimbangan tersebut, dimana sekitar 2,7 persen ketidakseimbangan yang terjadi akan dikoreksi setiap triwulannya. Namun secara statistik koefisien  $ECT_{t-1}$

di model  $\Delta PDB_t$  tidak signifikan sehingga respon yang diberikan PDB terhadap ketidakseimbangan tidak begitu berpengaruh terhadap terciptanya keseimbangan jangka panjang. Sedangkan nilai koefisien  $ECT_{t-1}$  pada rezim satu untuk model  $\Delta Ekspor_t$  sebesar 0,1691 memiliki arti bahwa ketika terjadi ketidakseimbangan di jangka pendek yang kurang dari atau sama dengan 50195,15 maka ekspor akan cenderung naik dimana sekitar 16,91 persen ketidakseimbangan yang terjadi akan dikoreksi pada tiap triwulan.

Pada rezim 2 nilai  $ECT_{t-1}$  model  $\Delta PDB_t$  sebesar -0,4394 memiliki arti bahwa ketika terjadi ketidakseimbangan di jangka pendek yang lebih dari 50195,15 PDB akan cenderung turun untuk merespon ketidakseimbangan tersebut, dimana sekitar 43,94 persen ketidakseimbangan yang terjadi akan dikoreksi setiap triwulannya. Namun secara statistik koefisien  $ECT_{t-1}$  di model  $\Delta PDB_t$  tidak signifikan sehingga respon yang diberikan PDB terhadap ketidakseimbangan tidak begitu berpengaruh terhadap terciptanya keseimbangan jangka panjang. Sedangkan nilai koefisien  $ECT_{t-1}$  pada rezim dua untuk model  $\Delta Ekspor_t$  sebesar -6,7279 memiliki arti bahwa ketika terjadi ketidakseimbangan di jangka pendek, ekspor akan cenderung turun dimana sekitar 67,279 persen ketidakseimbangan yang terjadi akan dikoreksi pada tiap triwulan. Lebih besarnya nilai mutlak koefisien  $ECT_{t-1}$  pada model  $\Delta Ekspor_t$  dibandingkan  $\Delta PDB_t$  baik pada rezim satu maupun rezim dua memiliki arti bahwa ekspor lebih merespon ketidakseimbangan yang terjadi dibandingkan PDB untuk kembali menuju keseimbangan jangka panjang. Dari signifikansi  $ECT_{t-1}$  juga dapat disimpulkan bahwa hubungan kausalitas yang terjadi antara PDB dan ekspor setelah terjadi penyimpangan lebih dari 50195,15 adalah cenderung dari PDB ke ekspor atau PDB mempengaruhi ekspor karena hanya  $ECT_{t-1}$  pada model  $\Delta Ekspor_t$  saja yang signifikan baik pada rezim 1 maupun rezim 2.

Koefisien lag untuk  $\Delta PDB$  dan  $\Delta Ekspor$  dapat digunakan untuk menunjukkan apakah dinamika PDB dan ekspor saat ini dipengaruhi oleh dinamika PDB dan ekspor pada beberapa periode sebelumnya. Pada saat ketidakseimbangan yang terjadi kurang dari atau sama dengan 50195,15, dinamika PDB dipengaruhi secara signifikan oleh dinamika ekspor pada satu triwulan sebelumnya dan dinamika PDB pada triwulan 3, 4, dan 5 sebelumnya. Sedangkan dinamika ekspor

dipengaruhi signifikan oleh dinamika ekspor pada triwulan 3 dan 4 sebelumnya. Hal ini menunjukkan bahwa dinamika ekspor saat ini akan berpengaruh signifikan pada perilaku PDB pada 1 triwulan kemudian untuk menuju keseimbangan jangka panjang dan PDB saat ini akan berpengaruh signifikan pada perilaku PDB 3,4, dan 5 triwulan kemudian untuk menuju keseimbangan jangka panjang ketika ketidakseimbangan yang terjadi kurang dari atau sama dengan 50195,15. Sedangkan dinamika ekspor saat ini hanya akan berpengaruh signifikan pada perilaku ekspor 3 dan 4 triwulan kemudian untuk menuju keseimbangan jangka panjang ketika ketidakseimbangan yang terjadi kurang dari atau sama dengan 50195,15. Selain itu, karena terdapat variabel perubahan lag ekspor yang mempengaruhi dinamika PDB namun tidak ada variabel perubahan lag PDB yang mempengaruhi perubahan ekspor maka dapat disimpulkan pada saat ketidakseimbangan yang terjadi kurang dari atau sama dengan 50195,15 maka kausalitas jangka pendek yang terjadi adalah perubahan ekspor mempengaruhi perubahan PDB.

Pada saat ketidakseimbangan yang terjadi lebih dari 50195,15, dinamika PDB tidak signifikan dipengaruhi oleh dinamika ekspor dan dinamika PDB pada triwulan-triwulan sebelumnya. Sedangkan dinamika ekspor tidak dipengaruhi oleh dinamika PDB pada triwulan-triwulan sebelumnya namun masih dipengaruhi signifikan oleh dinamika ekspor pada triwulan 4 sebelumnya. Hal ini menunjukkan bahwa dinamika ekspor saat ini berpengaruh signifikan pada perilaku ekspor 4 triwulan kemudian untuk menuju keseimbangan jangka panjang ketika ketidakseimbangan terjadi lebih dari 50195,15. Selain itu karena tidak terdapat variabel perubahan lag ekspor yang signifikan mempengaruhi perubahan PDB dan tidak ada variabel perubahan lag PDB yang signifikan mempengaruhi perubahan ekspor maka tidak terdapat kausalitas jangka pendek antara perubahan PDB dan perubahan ekspor pada saat ketidakseimbangan yang terjadi lebih dari 50195,15.

Tanda negatif pada koefisien  $\Delta Ekspor_{t-1}$  dan  $\Delta Ekspor_{t-2}$  untuk model  $\Delta PDB_t$  rezim 1 dan  $\Delta Ekspor_{t-5}$  rezim 5 dapat disebabkan karena persentase kenaikan ekspor pada triwulan satu dan dua sebelumnya di rezim satu lebih besar dibandingkan dengan persentase kenaikan PDB dan persentase kenaikan ekspor pada triwulan lima sebelumnya di rezim 2 lebih besar dibandingkan dengan persentase kenaikan PDB. Hal

ini mengindikasikan bahwa persentase kenaikan ekspor yang tingginya belum cukup untuk menghasilkan persentase kenaikan PDB yang sebanding dengan kenaikan ekspor untuk satu dan dua triwulan kemudian pada rezim 1 dan lima triwulan kemudian pada rezim 2. Dengan kata lain perlu adanya penurunan atau kenaikan variabel lain yang mampu mendongkrak kenaikan PDB agar lebih tinggi lagi seperti penurunan impor, penurunan inflasi, kenaikan investasi, dan lain-lain.

Begitu juga sebaliknya tanda negatif pada koefisien  $\Delta PDB_{t-1}$  dan  $\Delta PDB_{t-2}$  pada model  $\Delta Ekspor_t$  di rezim 1 dapat disebabkan karena meskipun persentase kenaikan PDB pada satu dan dua triwulan sebelumnya rendah bahkan mungkin saja negatif namun persentase kenaikan ekspor dapat tinggi karena adanya faktor lain seperti nilai tukar rupiah terhadap dolar. Sedangkan tanda negatif semua koefisien lag perubahan PDB pada model  $\Delta Ekspor_t$  di rezim 2 dapat disebabkan karena rezim 2 terjadi ketika ketidakseimbangannya lebih besar dari 50195,15. Hal ini bisa terjadi karena adanya faktor lain seperti nilai tukar dolar terhadap rupiah naik yang menyebabkan banyak eksportir mengambil untung dengan meningkatkan ekspornya. Di sisi lain kenaikan nilai tukar dolar terhadap rupiah justru menyebabkan peningkatan PDB tidak pesat. Sehingga persentase kenaikan PDB pada rezim 2 tidak setinggi persentase kenaikan ekspor pada rezim 2 yang berakibat tanda koefisien lag perubahan PDB menjadi negatif terhadap perubahan ekspor.

Tabel 4.14 Hasil Estimasi Koefisien Parameter TVECM 3 Rezim

Variabel	Rezim 1		Rezim 2		Rezim 3	
	$\Delta PDB_t$	$\Delta Ekspor_t$	$\Delta PDB_t$	$\Delta Ekspor_t$	$\Delta PDB_t$	$\Delta Ekspor_t$
$ECT_{t-1}$	-0.0164 (0.9696)	0.5646 (0.4662)	-0.0270 (0.6972)	0.2268 (0.0735)	-0.2089 (0.0455)	0.0273 (0.8825)
Konstanta	-1253.6049 (0.9481)	13544.4533 (0.6961)	5140.1493 (0.0040)	13342.8188 (6.0e-05)	11213.1971 (0.2471)	-10646.3794 (0.5395)
$\Delta PDB_{t-1}$	0.1662 (0.7619)	0.3291 (0.7386)	0.2340 (0.0862)	-0.2785 (0.2528)	0.3762 (0.2015)	-0.0160 (0.9757)
$\Delta Ekspor_{t-1}$	-0.9381 (0.1894)	-2.3287 (0.0720)	-0.1546 (0.0052)	0.2919 (0.0035)	0.1260 (0.6807)	2.3490 (6.9e-05)
$\Delta PDB_{t-2}$	0.4327 (0.1472)	0.9840 (0.0683)	-0.1167 (0.3403)	-1.0427 (1.3e-05)	-0.5027 (0.1328)	0.8569 (0.1539)
$\Delta Ekspor_{t-2}$	0.7967 (0.2191)	2.9114 (0.0144)	-0.0370 (0.5826)	0.3265 (0.0088)	-0.4166 (0.3210)	-0.5298 (0.4818)
$\Delta PDB_{t-3}$	-0.2215 (0.4906)	0.3491 (0.5455)	-0.3335 (0.0026)	-0.6944 (0.0006)	0.3807 (0.3301)	0.6245 (0.3740)
$\Delta Ekspor_{t-3}$	-0.4800 (0.2898)	-1.9591 (0.0185)	0.1474 (0.0138)	-0.0058 (0.9555)	0.1740 (0.6196)	-0.4584 (0.4677)
$\Delta PDB_{t-4}$	0.6081 (0.2309)	-0.1649 (0.8558)	0.6861 (7.0e-11)	0.0208 (0.8936)	0.6878 (0.0489)	0.1557 (0.8010)
$\Delta Ekspor_{t-4}$	-0.1170 (0.6807)	0.2760 (0.5896)	-0.0191 (0.7202)	0.1007 (0.2971)	-0.0763 (0.7628)	1.1021 (0.0180)
$\Delta PDB_{t-5}$	-0.1810 (0.8187)	0.4315 (0.7614)	-0.2725 (0.0337)	-0.0120 (0.9578)	-0.0369 (0.9123)	0.7184 (0.2356)
$\Delta Ekspor_{t-5}$	1.0764 (0.1354)	1.8605 (0.1510)	-0.0024 (0.9633)	0.0176 (0.8546)	0.0963 (0.7661)	-2.0082 (0.0010)

Ket: Nilai di dalam kurung merupakan *p-value*;  $ECT_{t-1} = PDB_{t-1} - 268313 - 0.829968 Ekspor_{t-1}$

Nilai threshold ( $\gamma_1$  dan  $\gamma_2$ ) yang membagi ketiga rezim tersebut adalah sebesar -27591,32 dan 29310,86. Berdasarkan tabel 4.14 bentuk TVECM dengan 3 rezim dapat dituliskan sebagai berikut:

Rezim 1

$$\begin{aligned} \Delta PDB_t = & -1253.6049 - 0.0164 ECT_{t-1} + 0.1662 \Delta PDB_{t-1} - 0.9381 \Delta Ekspor_{t-1} + 0.4327 \Delta PDB_{t-2} + \\ & 0.7967 \Delta Ekspor_{t-2} - 0.2215 \Delta PDB_{t-3} - 0.4800 \Delta Ekspor_{t-3} + 0.6081 \Delta PDB_{t-4} - \\ & 0.1170 \Delta Ekspor_{t-4} - 0.1810 \Delta PDB_{t-5} + 1.0764 \Delta Ekspor_{t-5} + e_{1t} \end{aligned} \quad (4.48)$$

$$\begin{aligned} \Delta Ekspor_t = & 13544.4533 + 0.5646 ECT_{t-1} + 0.3291 \Delta PDB_{t-1} - 2.3287 \Delta Ekspor_{t-1} + \\ & 0.9840 \Delta PDB_{t-2} + 2.9114 \Delta Ekspor_{t-2} + 0.3491 \Delta PDB_{t-3} - 1.9591 \Delta Ekspor_{t-3} - \\ & 0.1649 \Delta PDB_{t-4} + 0.2760 \Delta Ekspor_{t-4} + 0.4315 \Delta PDB_{t-5} + 1.8605 \Delta Ekspor_{t-5} + e_{1t} \end{aligned} \quad (4.49)$$

Rezim 2

$$\begin{aligned} \Delta PDB_t = & 5140.1493 - 0.0270 ECT_{t-1} + 0.2340 \Delta PDB_{t-1} - 0.1546 \Delta Ekspor_{t-1} - 0.1167 \Delta PDB_{t-2} - \\ & 0.0370 \Delta Ekspor_{t-2} - 0.3335 \Delta PDB_{t-3} + 0.1474 \Delta Ekspor_{t-3} + 0.6861 \Delta PDB_{t-4} - \\ & 0.0191 \Delta Ekspor_{t-4} - 0.2725 \Delta PDB_{t-5} - 0.0024 \Delta Ekspor_{t-5} + e_{1t} \end{aligned} \quad (4.50)$$

$$\begin{aligned} \Delta Ekspor_t = & 13342.8188 + 0.2268 ECT_{t-1} - 0.27850 \Delta PDB_{t-1} + 0.2919 \Delta Ekspor_{t-1} - \\ & 1.0427 \Delta PDB_{t-2} + 0.3265 \Delta Ekspor_{t-2} - 0.6944 \Delta PDB_{t-3} - 0.0058 \Delta Ekspor_{t-3} + \\ & 0.0208 \Delta PDB_{t-4} + 0.1007 \Delta Ekspor_{t-4} - 0.0120 \Delta PDB_{t-5} + 0.0176 \Delta Ekspor_{t-5} + e_{1t} \end{aligned} \quad (4.51)$$

Rezim 3

$$\begin{aligned} \Delta PDB_t = & 11213.1971 - 0.2089 ECT_{t-1} + 0.3762 \Delta PDB_{t-1} + 0.1260 \Delta Ekspor_{t-1} - 0.5027 \Delta PDB_{t-2} - \\ & 0.4166 \Delta Ekspor_{t-2} + 0.3807 \Delta PDB_{t-3} + 0.1740 \Delta Ekspor_{t-3} + 0.6878 \Delta PDB_{t-4} - \\ & 0.0763 \Delta Ekspor_{t-4} - 0.0369 \Delta PDB_{t-5} + 0.0963 \Delta Ekspor_{t-5} + e_{1t} \end{aligned} \quad (4.52)$$

$$\begin{aligned} \Delta Ekspor_t = & -10646.3794 + 0.0273 ECT_{t-1} - 0.0160 \Delta PDB_{t-1} + 2.3490 \Delta Ekspor_{t-1} + \\ & 0.8569 \Delta PDB_{t-2} - 0.5298 \Delta Ekspor_{t-2} + 0.6245 \Delta PDB_{t-3} - 0.4584 \Delta Ekspor_{t-3} + \\ & 0.1557 \Delta PDB_{t-4} + 1.1021 \Delta Ekspor_{t-4} + 0.7184 \Delta PDB_{t-5} - 2.0082 \Delta Ekspor_{t-5} + e_{1t} \end{aligned} \quad (4.53)$$

Dari tabel 4.14 dapat dilihat bahwa perilaku PDB dan ekspor dalam merespon ketidakseimbangan atau penyimpangan berbeda di ketiga rezim yang terbentuk. Nilai *threshold* yang menjadi dasar pembagian 3 rezim di atas adalah -27591,32 dan

29310,86. Rezim satu menggambarkan perilaku penyesuaian dari PDB dan ekspor ketika besarnya penyimpangan satu periode sebelumnya kurang dari -27591,32. Rezim kedua menggambarkan perilaku penyesuaian PDB dan ekspor ketika besarnya penyimpangan satu periode sebelumnya adalah lebih dari dan sama dengan -27591,32 dan kurang dari 29310,86. Sedangkan rezim ketiga menggambarkan perilaku penyesuaian PDB dan ekspor ketika besarnya penyimpangan satu periode sebelumnya adalah lebih dari atau sama dengan 29310,86.

Dari tabel 4.14 ditunjukkan bahwa hanya rezim 2 dan 3 yang memiliki koefisien  $ECT_{t-1}$  signifikan, dimana pada rezim 2 koefisien  $ECT_{t-1}$  pada model  $\Delta Ekspor_t$  signifikan pada level signifikan 10 persen sedangkan pada rezim 3 koefisien  $ECT_{t-1}$  pada model  $\Delta PDB_t$  signifikan pada level 5 persen. Pada rezim 2 koefisien  $ECT_{t-1}$   $\Delta Ekspor_t$  sebesar 0,2668 memiliki arti ketika terjadi ketidakseimbangan di jangka pendek yang melebihi -27591,32 dan kurang dari atau sama dengan 29310,86 maka ekspor akan cenderung naik untuk merespon ketidakseimbangan tersebut, dimana sekitar 27,68 persen ketidakseimbangan yang terjadi akan dikoreksi setiap triwulannya. Sedangkan pada rezim 3 koefisien  $ECT_{t-1}$  pada model  $\Delta PDB_t$  sebesar -0.2089 memiliki arti ketika terjadi ketidakseimbangan di jangka pendek yang melebihi 29310,86 maka PDB akan cenderung turun untuk merespon ketidakseimbangan tersebut, dimana sekitar 20,89 persen ketidakseimbangan yang terjadi akan dikoreksi setiap triwulannya.

Perilaku dari PDB dan ekspor dalam merespon ketidakseimbangan yang terjadi dapat dilihat dari besarnya nilai koefisien  $ECT_{t-1}$ . Pada rezim 2 ekspor lebih merespon ketidakseimbangan yang terjadi dibandingkan PDB untuk kembali menuju keseimbangan jangka panjang karena nilai mutlak koefisien  $ECT_{t-1}$  model  $\Delta Ekspor_t$  pada rezim ini lebih besar dari pada koefisien  $ECT_{t-1}$  model  $\Delta PDB_t$ . Sedangkan pada rezim 3 PDB lebih merespon ketidakseimbangan yang terjadi dibandingkan ekspor karena nilai mutlak koefisien  $ECT_{t-1}$  model  $\Delta PDB_t$  lebih besar dari nilai mutlak koefisien  $ECT_{t-1}$  model  $\Delta Ekspor_t$ .

Pada rezim 1 atau pada saat ketidakseimbangan yang terjadi kurang dari -27591,32 tidak ada satupun variabel perubahan lag yang mempengaruhi dinamika PDB. Sedangkan dinamika ekspor dipengaruhi signifikan oleh dinamika ekspor triwulan 2 dan 3 sebelumnya. Hal ini menunjukkan bahwa dinamika PDB dan

ekspor saat ini tidak memberikan pengaruh yang signifikan pada perilaku PDB untuk menuju keseimbangan jangka panjang ketika terjadi ketidakseimbangan kurang dari -27591,32. Sedangkan dinamika ekspor saat ini memberikan pengaruh signifikan pada perilaku ekspor 2 dan 3 triwulan kemudian untuk menuju keseimbangan jangka panjang. Selain itu, karena tidak ada variabel perubahan lag ekspor yang berpengaruh signifikan terhadap dinamika PDB dan tidak ada variabel perubahan lag PDB yang berpengaruh signifikan terhadap dinamika ekspor, maka dapat disimpulkan bahwa ketika terjadi ketidakseimbangan jangka panjang yang kurang dari -27591,32 maka tidak terdapat kausalitas jangka pendek antara perubahan PDB dan ekspor.

Pada rezim 2 atau pada saat ketidakseimbangan yang terjadi adalah antara -27591,32 sampai dengan 29310,86, variabel perubahan lag yang signifikan mempengaruhi dinamika PDB adalah perubahan ekspor triwulan 1 dan 3 sebelumnya dan perubahan PDB triwulan 3, 4, dan 5 sebelumnya. Sedangkan variabel lag yang signifikan mempengaruhi dinamika ekspor adalah perubahan ekspor triwulan 1 dan 2 sebelumnya dan perubahan PDB triwulan 2 dan 3 sebelumnya. Hal ini menunjukkan bahwa dinamika ekspor saat ini akan berpengaruh signifikan pada perilaku PDB 1 dan 3 triwulan kemudian untuk menuju keseimbangan jangka panjang pada saat ketidakseimbangannya sebesar -27591,32 sampai dengan 29310,86. Sedangkan perubahan PDB saat ini akan berpengaruh signifikan pada perilaku PDB 3, 4, dan 5 triwulan kemudian untuk menuju keseimbangan jangka panjang. Perubahan ekspor saat ini akan berpengaruh signifikan pada perilaku ekspor 1 dan 2 triwulan kemudian untuk menuju keseimbangan jangka panjang ketika terjadi ketidakseimbangan sebesar -27591,32 sampai dengan 29310,86. Sedangkan perubahan PDB saat ini akan berpengaruh signifikan pada perilaku ekspor 2 dan 3 triwulan kemudian untuk menuju keseimbangan jangka panjang ketika terjadi ketidakseimbangan sebesar -27591,32 sampai dengan 29310,86. Selain itu karena terdapat variabel lag ekspor yang signifikan mempengaruhi dinamika PDB dan begitu juga terdapat variabel lag PDB yang signifikan mempengaruhi dinamika ekspor, maka dapat disimpulkan bahwa kausalitas jangka pendek yang terjadi di rezim 2 yaitu kausalitas jangka pendek 2 arah.

Pada rezim 3 atau pada saat ketidakseimbangan yang terjadi adalah lebih dari atau sama dengan 29310,86, variabel perubahan lag yang signifikan mempengaruhi dinamika PDB hanya perubahan PDB pada triwulan 4 sebelumnya. Sedangkan variabel perubahan lag yang signifikan mempengaruhi dinamika ekspor adalah perubahan ekspor pada triwulan 1, 4, dan 5 sebelumnya. Hal ini menunjukkan bahwa perubahan PDB saat ini akan memberikan pengaruh yang signifikan pada perilaku PDB empat triwulan kemudian untuk menuju keseimbangan jangka panjang ketika terjadi ketidakseimbangan lebih dari 29310,86. Sedangkan perubahan ekspor saat ini akan berpengaruh signifikan pada perilaku ekspor satu, empat, dan lima triwulan kemudian untuk menuju keseimbangan jangka panjang. Selain itu karena tidak ada variabel perubahan lag ekspor yang signifikan terhadap PDB dan begitu juga sebaliknya tidak ada variabel perubahan PDB yang signifikan terhadap ekspor, maka dapat disimpulkan bahwa tidak terdapat hubungan kausalitas jangka pendek antara perubahan ekspor dan perubahan PDB ketika terjadi ketidakseimbangan yang melebihi 29310,86.

Tanda negatif terjadi pada koefisien lag perubahan ekspor untuk model  $\Delta PDB_t$  pada triwulan 1, 3, dan 4 untuk rezim 1; triwulan 1, 2, dan 4 untuk rezim 2; dan triwulan 2 dan 4 untuk rezim 3. Hal ini mengindikasikan bahwa persentase kenaikan ekspor yang sangat tinggi belum cukup untuk menghasilkan persentase kenaikan PDB yang sebanding dengan kenaikan ekspor untuk beberapa triwulan kemudian. Hal ini serupa dengan yang dihasilkan pada model VECM dan TVECM 2 rezim dimana kesimpulannya adalah perlu adanya penurunan atau kenaikan variabel selain ekspor yang mampu membantu mendongkrak kenaikan PDB lebih tinggi lagi.

Tanda negatif terjadi pada koefisien lag perubahan PDB untuk model  $\Delta Ekspor_t$  pada triwulan 1, 2, dan 4 pada rezim 2 dan triwulan 1 rezim 3. Rezim 2 dan rezim 3 merupakan rezim dimana ketika ketidakseimbangan yang terjadi adalah cenderung positif atau dengan kata lain nilai dugaan dari PDB lebih tinggi dari pada nilai PDB yang sesungguhnya. Hal ini bisa terjadi karena nilai ekspor pada rezim ini cenderung tinggi yang bisa diakibatkan oleh adanya faktor lain seperti nilai tukar dolar terhadap rupiah yang meningkat. Akibatnya persentase kenaikan dari PDB pada rezim ini cenderung lebih rendah dari pada persentase kenaikan ekspor yang berakibat pada tanda yang negatif dari beberapa koefisien lag perubahan PDB terhadap perubahan ekspor.

#### 4.10 Pengujian Asumsi Model VECM dan TVECM

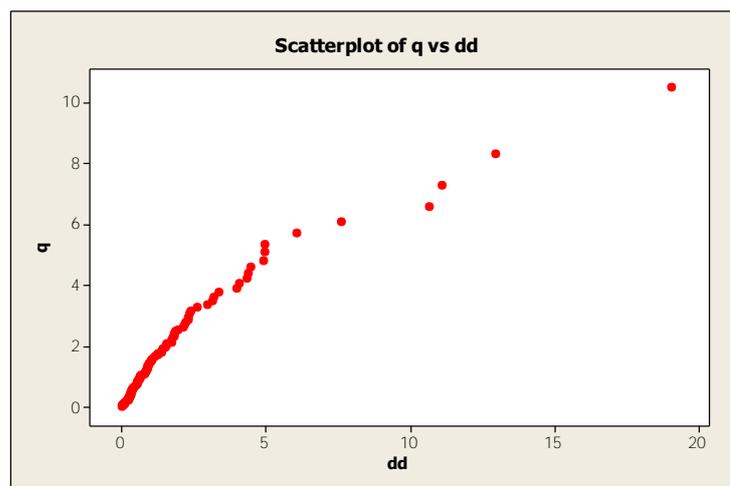
Asumsi yang perlu dipenuhi pada model VECM dan TVECM adalah asumsi residual berdistribusi *multivariate normal* dan memenuhi syarat *white noise*. Pengujian asumsi *multivariate normal* dilakukan dengan membuat q-q plot dari nilai  $d_i^2$ . Hipotesis yang digunakan pada pengujian multivariate normal penelitian ini, adalah

Ho: residual berdistribusi *multivariate normal*

H<sub>1</sub>: residual tidak berdistribusi *multivariate normal*

Jika hasil q-q plot menunjukkan bahwa lebih dari 50 persen nilai  $d_i^2 \leq \chi_{n;0,05}^2$  maka keputusan yang diambil adalah tidak tolak Ho atau dengan kata lain residual model sudah berdistribusi *multivariate normal*.

Berikut adalah hasil pengujian *multivariate normal* residual model VECM.

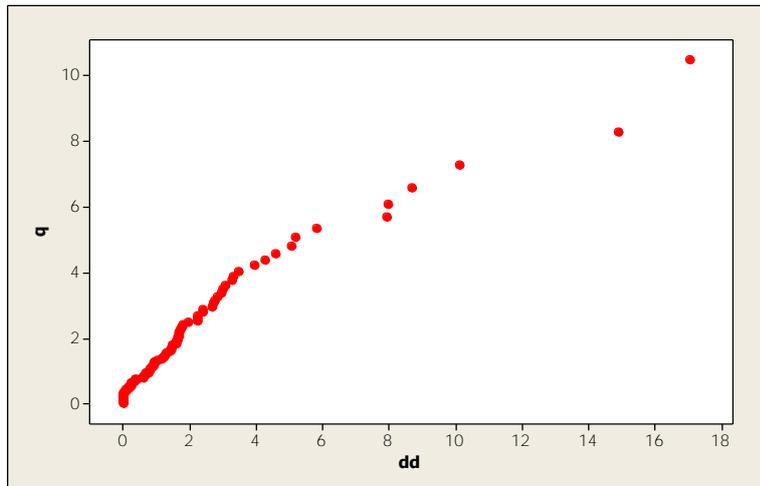


```
t      0.606383
distribusi data multinormal
```

Gambar 4.6 Plot Residual Distribusi *Normal Multivariate* Model VECM

Dari gambar 4.6 dapat dilihat bahwa 60,64 persen residual memiliki nilai  $d_i^2 \leq \chi_{n;0,05}^2$ . Dengan demikian bisa disimpulkan bahwa residual model VECM berdistribusi multivariate normal.

Pengujian *multivariate normal* residual model TVECM 2 rezim adalah sebagai berikut.

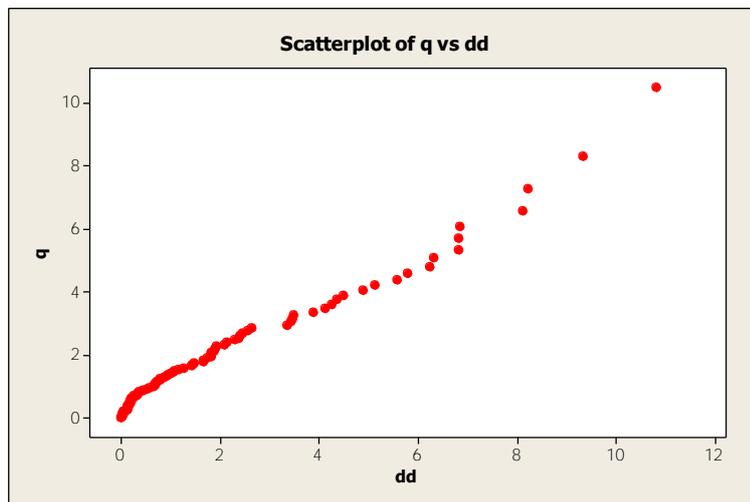


t 0.542553  
distribusi data multinormal

Gambar 4.7 Plot Residual Distribusi *Normal Multivariate* Model TVECM 2 rezim

Dari gambar 4.7 dapat dilihat bahwa 54,26 persen residual memiliki nilai  $d_i^2 \leq \chi_{n;0,05}^2$ . Dengan demikian bisa disimpulkan bahwa residual model TVECM 2 rezim berdistribusi multivariate normal.

Pengujian multivariate normal residual model TVECM 3 rezim adalah sebagai berikut.



t 0.553191  
distribusi data multinormal

Gambar 4.8 Plot Residual Distribusi *Normal Multivariate* Model TVECM 3 rezim

Dari gambar 4.8 dapat dilihat bahwa 55,32 persen residual memiliki nilai  $d_i^2 \leq \chi_{n;0,05}^2$ . Dengan demikian bisa disimpulkan bahwa residual model TVECM 3 rezim berdistribusi multivariate normal.

Asumsi lain yang harus dipenuhi adalah *white noise*. Pengujian asumsi ini dilakukan dengan Portmanteau. Hipotesis yang digunakan, adalah:

H<sub>0</sub>: model sudah memenuhi *multivariate white noise*

H<sub>1</sub>: model belum memenuhi *multivariate*

Gambar 4.9 menyajikan hasil pengujian asumsi white noise untuk residual model VECM yang diperoleh dari pengolahan dengan menggunakan software eviews 8.

Dari gambar 4.9 dapat dilihat bahwa sampai dengan 12 triwulan sebelumnya, nilai *p-value* > 0,05 sehingga dapat disimpulkan bahwa residual model telah memenuhi asumsi multivariate *white noise*.

VEC Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations					
Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h					
Date: 01/15/15 Time: 01:19					
Sample: 1989Q1 2013Q4					
Included observations: 94					
Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	0.226071	NA*	0.228501	NA*	NA*
2	2.605516	NA*	2.659674	NA*	NA*
3	3.607605	NA*	3.694799	NA*	NA*
4	6.717319	NA*	6.942722	NA*	NA*
5	8.223646	NA*	8.533674	NA*	NA*
6	11.39639	0.0769	11.92274	0.0637	6
7	13.72146	0.1861	14.43488	0.1541	10
8	20.30642	0.1208	21.63240	0.0865	14
9	21.93687	0.2348	23.43548	0.1744	18
10	27.27837	0.2008	29.41288	0.1334	22
11	28.82630	0.3190	31.16596	0.2221	26
12	32.78298	0.3320	35.70166	0.2180	30

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

Gambar 4.9 Output Pengujian Asumsi Residual White Noise pada Model VECM dengan *Portmanteau Test*

Cara lain yang bisa digunakan untuk menguji asumsi *white noise* adalah dengan membuat model *Vector Autoregressive Moving Average* (VARMA) dari residual yang ingin diuji. Jika nilai AIC terkecil dihasilkan dari model VARMA dengan ordo (0,0) maka bisa dikatakan bahwa residual sudah memenuhi asumsi *white*

noise. Hasil pengujian asumsi residual *white noise* untuk model VECM dan TVECM dapat dilihat di gambar 4.10 sampai dengan gambar 4.12.

Lag	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	37.025057	37.21372	37.276061	37.367389	37.439879	37.528243
AR 1	37.130183	37.25839	37.338286	37.43274	37.516996	37.619352
AR 2	37.219571	37.339491	37.431769	37.529487	37.611436	37.708731
AR 3	37.334344	37.438536	37.531026	37.614118	37.707162	37.817456
AR 4	37.422198	37.518115	37.62081	37.709087	37.819224	37.920276
AR 5	37.524795	37.620218	37.734472	37.806276	37.923422	38.052058
AR 6	37.647856	37.773034	37.896223	37.978112	38.1058	38.245998
AR 7	37.792072	37.926357	38.068427	38.156154	38.296082	38.445207
AR 8	37.890061	38.034599	38.187897	38.350776	38.505244	38.668452
AR 9	38.030497	38.186639	38.352695	38.52964	38.718582	38.897138
AR 10	38.129217	38.298572	38.479217	38.672321	38.879217	39.101439
AR 11	38.214344	38.39884	38.596283	38.808085	39.035872	39.281525
AR 12	38.326338	38.528308	38.74524	38.978858	39.231165	39.504499
AR 13	38.547327	38.769625	39.009359	39.268662	39.550035	39.856418
AR 14	38.723081	38.969235	39.235901	39.525756	39.841962	40.188282
AR 15	38.991842	39.266267	39.565085	39.8917	40.25018	40.645427
AR 16	39.217109	39.52541	39.863072	40.2345	40.645027	41.101167

Gambar 4.10 Nilai AIC Model VARMA dari Residual VECM

Lag	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	36.181472	36.27277	36.336169	36.364923	36.443706	36.502487
AR 1	36.203816	36.311998	36.384127	36.429946	36.514848	36.59952
AR 2	36.246014	36.357168	36.431136	36.520413	36.613878	36.690992
AR 3	36.317288	36.427477	36.52612	36.58858	36.668706	36.755023
AR 4	36.39397	36.516463	36.621197	36.687093	36.75089	36.75708
AR 5	36.509809	36.588731	36.6538	36.749854	36.86114	36.89714
AR 6	36.613646	36.738824	36.815007	36.919092	37.042286	37.090538
AR 7	36.706025	36.84031	36.98238	37.091398	37.227749	37.278561
AR 8	36.808112	36.95265	37.105947	37.268826	37.415583	37.482795
AR 9	36.882133	37.038276	37.204332	37.381277	37.570218	37.6385
AR 10	36.880978	37.050333	37.230978	37.424081	37.630978	37.8532
AR 11	37.022913	37.207409	37.404852	37.616654	37.844441	38.090094
AR 12	37.149038	37.351008	37.567939	37.801557	38.053865	38.327198
AR 13	37.23172	37.454018	37.693752	37.953056	38.234428	38.540811
AR 14	37.428775	37.674929	37.941595	38.231451	38.547656	38.893976
AR 15	37.733777	38.008201	38.307019	38.633634	38.992114	39.387361
AR 16	37.962963	38.271263	38.608926	38.980354	39.39088	39.847021

Gambar 4.11 Nilai AIC Model VARMA dari Residual TVECM 2 Rezim

Lag	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	35.580458	35.740524	35.813637	35.8928	35.89189	35.967753
AR 1	35.663917	35.716902	35.791607	35.893041	35.927644	35.96685
AR 2	35.764501	35.784634	35.884589	35.99287	36.03077	36.079065
AR 3	35.854679	35.884228	35.984796	36.059083	36.031199	36.117394
AR 4	35.832528	35.89664	35.97298	36.019266	36.12562	36.235749
AR 5	35.92532	35.940432	36.021178	36.120517	36.232093	36.363125
AR 6	35.962577	36.087755	36.177308	36.286456	36.408276	36.55046
AR 7	36.039975	36.17426	36.31633	36.437169	36.568846	36.721938
AR 8	36.174803	36.319341	36.472639	36.635517	36.781238	36.948913
AR 9	36.294043	36.450186	36.616242	36.793187	36.982128	37.166923
AR 10	36.347436	36.51679	36.697436	36.890539	37.097436	37.319658
AR 11	36.502482	36.686978	36.88442	37.096223	37.32401	37.569663
AR 12	36.601699	36.803669	37.020601	37.254219	37.506527	37.77986
AR 13	36.808705	37.031003	37.270737	37.530041	37.811413	38.117796
AR 14	36.943948	37.190102	37.456769	37.746624	38.062829	38.40915
AR 15	37.078324	37.352749	37.651567	37.978182	38.336661	38.731908
AR 16	37.368679	37.676979	38.014642	38.38607	38.796597	39.252737

Gambar 4.12 Nilai AIC Model VARMA dari Residual TVECM 3 Rezim

Berdasarkan gambar 4.10, 4.11, dan 4.12 nilai AIC terkecil dihasilkan dari model VARMA (0,0). Dengan demikian dapat disimpulkan bahwa residual ketiga model tersebut sudah memenuhi asumsi *white noise*.

#### 4.11 Perbandingan Model

Pada penelitian ini model yang akan dibandingkan adalah model TVECM dengan 2 rezim, TVECM dengan 3 rezim, VECM, dan VAR. Kriteria pemilihan model yang digunakan didasarkan pada residual model yang diperoleh dari hasil estimasi data *in sample* dan *out sample*. Periode data *out sample* yang akan digunakan pada penelitian ini adalah triwulan I sampai dengan triwulan III 2014. Kriteria yang akan digunakan berdasarkan residual pada data *in sample* adalah AIC, BIC, dan SBC. Sedangkan kriteria yang akan digunakan berdasarkan residual pada data *out sample* adalah RMSE, MAE, dan MAPE.

Sebelum menghitung nilai kriteria pemilihan model, terlebih dahulu dibentuk model VAR yang akan dibandingkan dengan VECM dan TVECM. Orde yang digunakan pada pemodelan VAR adalah orde 5. Berikut adalah model VAR yang terbentuk dari hasil pengolahan dengan software R 3.1.0.

$$\begin{aligned} \Delta PDB_t = & 3009 + 0,2136\Delta PDB_{t-1} - 0,1657\Delta Ekspor_{t-1} - 0,03797\Delta PDB_{t-2} \\ & - 0,0622\Delta Ekspor_{t-2} - 0,1311\Delta PDB_{t-3} + 0,06077\Delta Ekspor_{t-3} \\ & + 0,7601\Delta PDB_{t-4} + 0,004796\Delta Ekspor_{t-4} - 0,2586\Delta PDB_{t-5} \\ & + 0,02593\Delta Ekspor_{t-5} + e_{1t} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \Delta Ekspor_t = & 2633,31967 - 0,25616\Delta PDB_{t-1} + 0,25247\Delta Ekspor_{t-1} + 0,25870\Delta PDB_{t-2} \\ & - 0,13698\Delta Ekspor_{t-2} + 0,26282\Delta PDB_{t-3} - 0,39621\Delta Ekspor_{t-3} \\ & - 0,05348\Delta PDB_{t-4} + 0,33940\Delta Ekspor_{t-4} + 0,60531\Delta PDB_{t-5} \\ & - 0,21359\Delta Ekspor_{t-5} + e_{1t} \end{aligned}$$

Langkah selanjutnya adalah membandingkan model TVECM 2 rezim, TVECM 3 rezim, VECM, dan VAR yang sudah dibentuk. Berikut adalah hasil perbandingan ketiga model berdasarkan data *in sample*.

Tabel 4.15 Kriteria Pemilihan Model Terbaik Berdasarkan Data *In sample*

Model	AIC	BIC	SBC
VAR	3560,02	3491,38	3615,98
VECM	3534,98	3463,43	3596,02
TVECM 2 rezim	3504,44	3341,99	3626,52
TVECM 3 rezim	3492.55	3220.95	3675,67

Dari tabel 4.15 dapat dilihat bahwa nilai AIC dan BIC terkecil diperoleh pada model TVECM dengan 3 rezim sedangkan SBC terkecil diperoleh pada model VECM. Dengan demikian dapat disimpulkan bahwa diantara VAR, VECM, TVECM 2 rezim, dan TVECM 3 rezim, model terbaik berdasarkan residual data *in sample* adalah model TVECM dengan 3 rezim. Selanjutnya akan dibandingkan ketiga model tersebut dengan kriteria yang didasarkan pada residual data *out sample*. Berikut disajikan nilai ramalan untuk PDB dan Ekspor untuk triwulan 1 sampai dengan triwulan 3 2014.

Tabel 4.16 Nilai Ralaman PDB dan Ekspor dengan Model VAR

Triwulan	PDB	Ekspor
Triwulan 1 2014	689384.2	592519.2
Triwulan 2 2014	720264.8	506496.1
Triwulan 3 2014	754346	488107.9

Tabel 4.17 Nilai Ralaman PDB dan Ekspor dengan Model VECM

Triwulan	PDB	Ekspor
Triwulan 1 2014	689763.3	590912.7
Triwulan 2 2014	718965.6	511989.2
Triwulan 3 2014	753609.9	491227.3

Tabel 4.18 Nilai Ralaman PDB dan Ekspor dengan Model TVECM 2 rezim

Triwulan	PDB	Ekspor
Triwulan 1 2014	691115	583393.8
Triwulan 2 2014	717530.5	525927.3
Triwulan 3 2014	755876.4	493487.8

Tabel 4.19 Nilai Ralaman PDB dan Ekspor dengan Model TVECM 3 rezim

Triwulan	PDB	Ekspor
Triwulan 1 2014	637716.9	381552.1
Triwulan 2 2014	721192.6	555837.8
Triwulan 3 2014	763639.5	516420.9

Berikut adalah perbandingan nilai kriteria pemilihan model terbaik yang didasarkan residual peramalan data *out sample*.

Tabel 4.20 Kriteria Pemilihan Model Terbaik Berdasarkan Residual Peramalan Data *Out sample* dengan Model VAR

Kriteria	PDB	Ekspor	Jumlah	Rata-Rata
RMSE	11342.41	43044.52	54386.93	27193.46
MAE	9928.92	35827.11	45756.03	22878.02
MAPE	73.41	147.79	221.20	110.60

Tabel 4.21 Kriteria Pemilihan Model Terbaik Berdasarkan Residual Peramalan Data *Out sample* dengan Model VECM

Kriteria	PDB	Ekspor	Jumlah	Rata-Rata
RMSE	11142.43	41167.84	52310.27	26155.14
MAE	9990.22	32420.76	42410.98	21205.49
MAPE	78.07	146.39	224.46	112.23

Tabel 4.22 Kriteria Pemilihan Model Terbaik Berdasarkan Residual Peramalan Data *Out sample* dengan Model TVECM 2 rezim

Kriteria	PDB	Ekspor	Jumlah	Rata-Rata
RMSE	11362.65	36860.72	48223.38	24111.69
MAE	10772.02	30200.95	40972.98	20486.49
MAPE	89.28	369.79	459.06	229.53

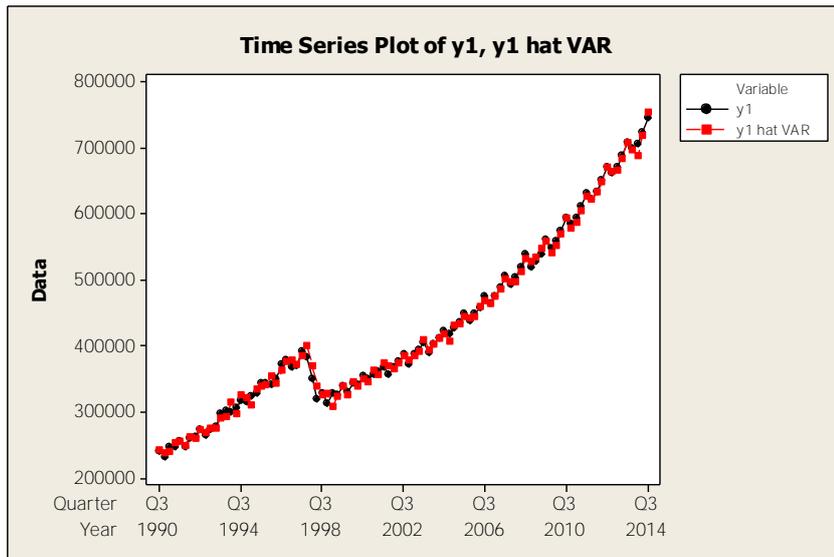
Tabel 4.23 Kriteria Pemilihan Model Terbaik Berdasarkan Residual Peramalan Data *Out sample* dengan Model TVECM 3 rezim

Kriteria	PDB	Ekspor	Jumlah	Rata-Rata
RMSE	41111.91	85481.72	126593.63	63296.82
MAE	29939.88	60567.17	90507.05	45253.53
MAPE	58.81	75.97	134.78	67.39

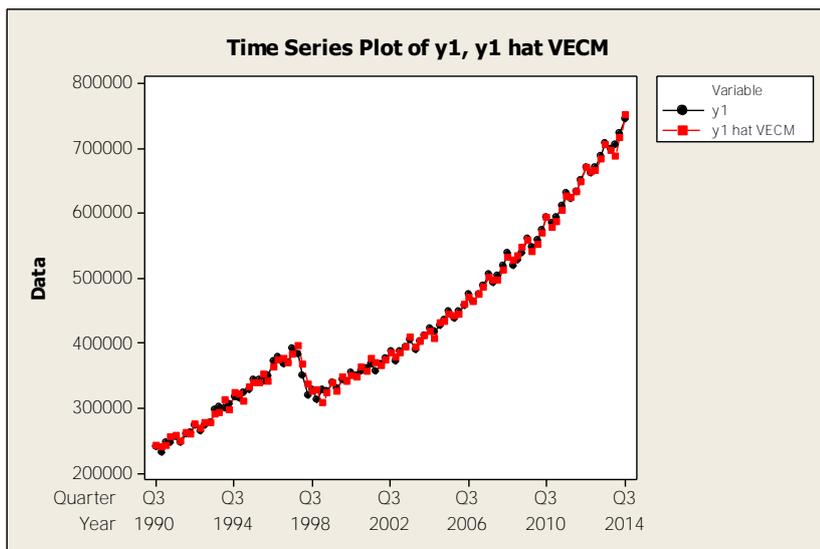
Dari tabel 4.20 sampai dengan 4.23 dapat dilihat bahwa dari tiga kriteria yang digunakan pada peramalan PDB, dua diantaranya (MAE dan MAPE) memiliki nilai terkecil pada model VAR. Sehingga bisa dikatakan bahwa model VAR terbaik dalam meramalkan model PDB. Sedangkan untuk peramalan Ekspor, dari 3 kriteria yang digunakan, dua diantaranya (RMSE dan MAE) memiliki nilai terkecil pada model TVECM dengan 2 rezim. Sehingga bisa dikatakan bahwa

model TVECM dengan 2 rezim merupakan model terbaik dalam meramal Ekspor. Jika dilihat hasil ramalan secara keseluruhan pada kedua variabel maka diantara ketiga model tersebut, TVECM dengan rezim 2 merupakan model terbaik karena dari tiga rata-rata kriteria yang digunakan, dua diantaranya (RMSE dan MAE) diperoleh nilai terkecil pada model TVECM dengan 2 rezim.

Perbandingan antara *time series plot* data aktual dan hasil permalan dengan menggunakan ketiga model dapat dilihat pada gambar berikut.

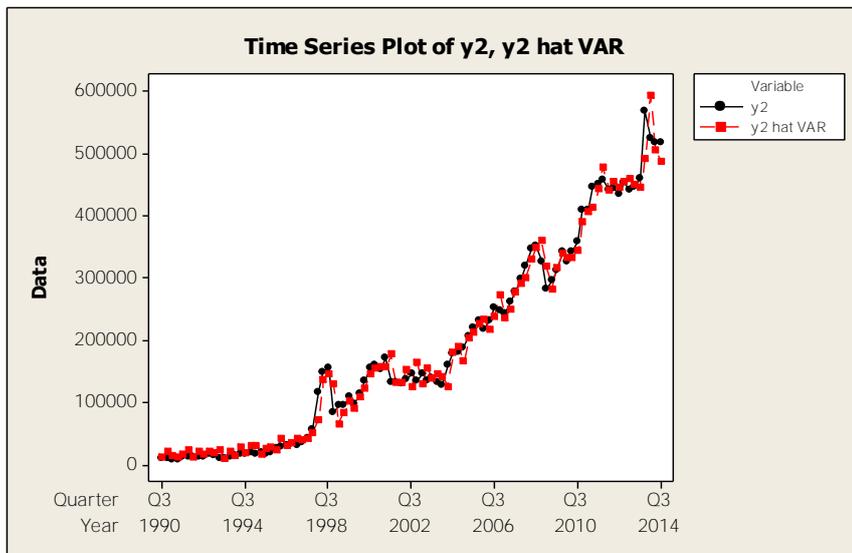


Gambar 4.13 Perbandingan Time Series Plot PDB dengan Ramalan PDB dari Model VAR

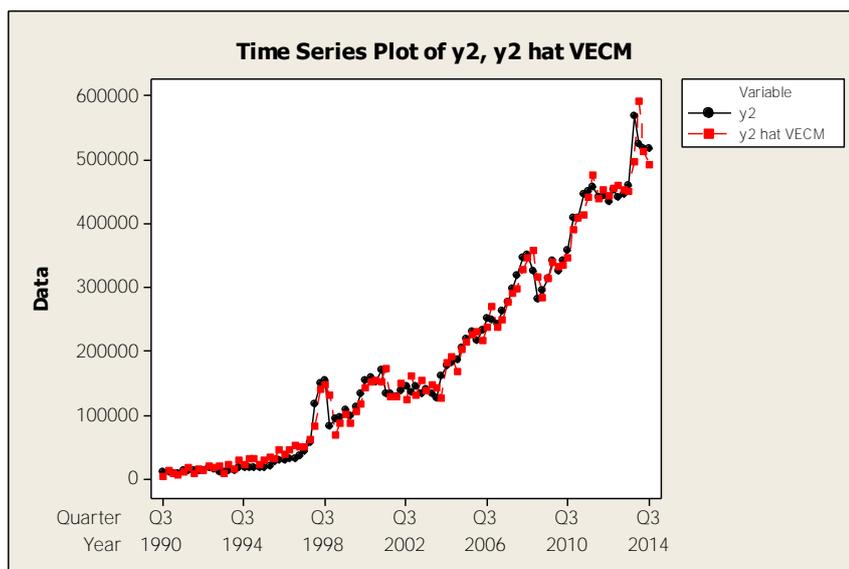


Gambar 4.14 Perbandingan Time Series Plot PDB dengan Ramalan PDB dari Model VECM

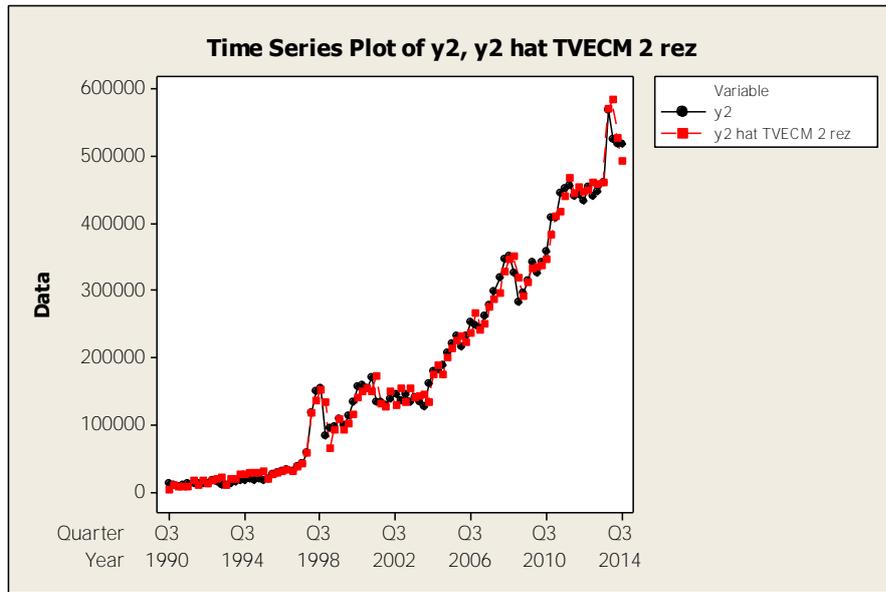




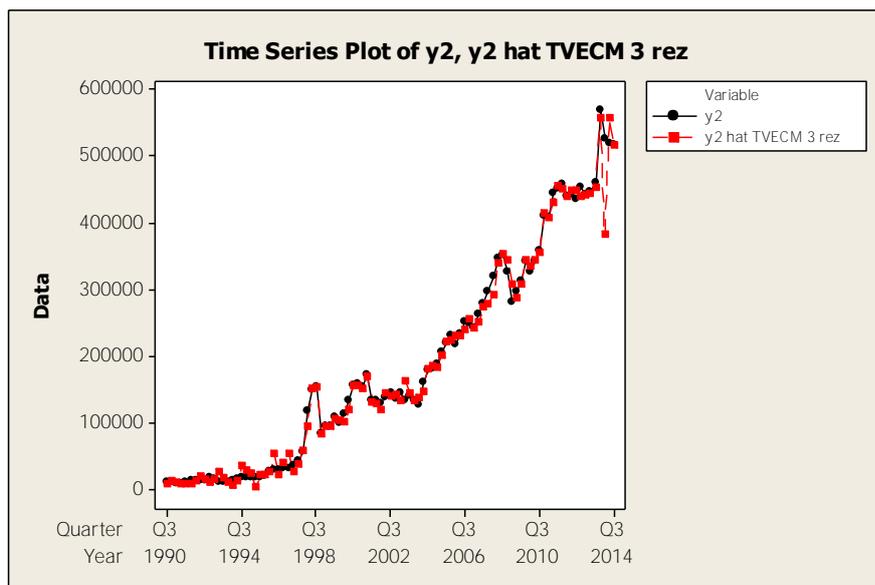
Gambar 4.17 Perbandingan Time Series Plot Ekspor dengan Ramalan Ekspor dari Model VAR



Gambar 4.18 Perbandingan Time Series Plot Ekspor dengan Ramalan Ekspor dari Model VECM



Gambar 4.19 Perbandingan Time Series Plot Ekspor dengan Ramalan Ekspor dari Model TVECM 2 Rezim



Gambar 4.20 Perbandingan Time Series Plot Ekspor dengan Ramalan Ekspor dari Model TVECM 3 Rezim



## **BAB 5**

### **KESIMPULAN DAN SARAN**

#### **5.1 Kesimpulan**

1. Berdasarkan hasil uji kausalitas granger dapat disimpulkan bahwa hubungan kausalitas jangka pendek antara PDB dan ekspor adalah *bilateral causality*, yang artinya PDB saat ini dipengaruhi oleh ekspor triwulan sebelumnya dan ekspor saat ini dipengaruhi oleh PDB triwulan sebelumnya. Berdasarkan hasil uji kointegrasi dapat disimpulkan bahwa terdapat hubungan keseimbangan jangka panjang antara PDB dan ekspor di Indonesia.
2. Berdasarkan pemodelan VECM dapat disimpulkan bahwa ketika terjadi ketidakseimbangan jangka panjang maka PDB akan melakukan penyesuaian dengan turun sekitar 3,3 persen dari ketidakseimbangan yang terjadi. Sedangkan ekspor akan naik sebesar 14,06 persen dari ketidakseimbangan yang terjadi. Terdapat hubungan kausalitas jangka pendek yaitu perubahan ekspor mempengaruhi perubahan PDB.
3. Berdasarkan pemodelan TVECM dengan 2 rezim dapat disimpulkan bahwa ketika terjadi ketidakseimbangan kurang dari atau sama dengan 50195,15 maka PDB dan ekspor tidak melakukan penyesuaian secara signifikan untuk menuju keseimbangan jangka panjang. Sedangkan ketika terjadi ketidakseimbangan lebih dari 50195,15 variabel yang akan melakukan penyesuaian secara signifikan adalah ekspor yaitu dengan turun sekitar 67,28 persen dari ketidakseimbangan yang terjadi. Hubungan kausalitas jangka pendek yang terjadi pada rezim satu adalah perubahan ekspor mempengaruhi perubahan PDB. Sedangkan hubungan kausalitas jangka pendek tidak terjadi pada rezim dua
4. Berdasarkan pemodelan TVECM dengan 3 rezim dapat disimpulkan bahwa ketika terjadi ketidakseimbangan antara -27591,32 dan 29310,86 maka ekspor akan melakukan penyesuaian secara signifikan dengan naik sekitar 27,68 persen dari ketidakseimbangan yang terjadi. Sedangkan ketika terjadi ketidakseimbangan lebih dari 29310,86 maka PDB akan melakukan

penyesuaian secara signifikan dengan turun sekitar 20,89 persen dari ketidakseimbangan yang terjadi. Ketika terjadi ketidakseimbangan lebih dari 29310,86 perubahan ekspor saat ini akan berpengaruh signifikan pada perilaku ekspor satu, empat, dan lima triwulan kemudian untuk menuju keseimbangan jangka panjang. Hubungan kausalitas jangka pendek yang terjadi pada rezim 2 yaitu hubungan kausalitas jangka pendek 2 arah. Sedangkan hubungan kausalitas jangka pendek tidak terjadi antara perubahan PDB dan ekspor pada rezim satu dan tiga.

5. Berdasarkan pemilihan model terbaik disimpulkan model terbaik berdasarkan residual data *insample* adalah model TVECM dengan 3 rezim. Sedangkan disimpulkan model terbaik berdasarkan residual data *outsample* adalah model TVECM dengan 2 rezim untuk peramalan ekspor dan VAR untuk peramalan PDB.

## 5.2 Saran

Pada penelitian ini model TVECM hanya menganalisis hubungan 2 variabel, oleh karena itu penulis menyarankan penelitian selanjutnya dapat dilakukan untuk menganalisis hubungan 3 variabel. Selain itu disarankan untuk penelitian selanjutnya perbandingan model dilakukan dengan model yang juga bisa digunakan ketika penyimpangan dan dinamika jangka pendeknya nonlinear.

Lampiran 1. Data Penelitian

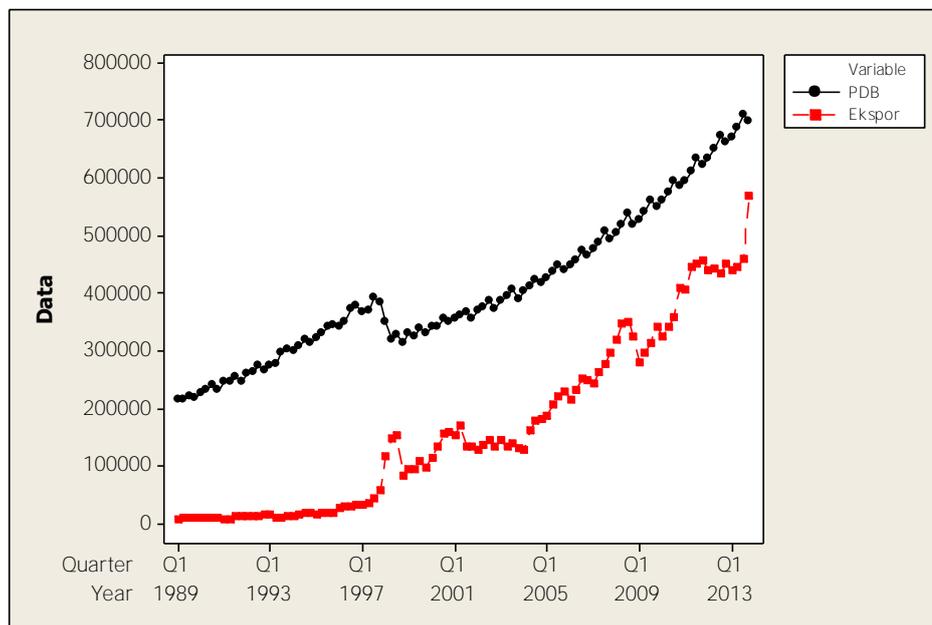
a. Triwulan I 1989 – Triwulan II 2001

Tahun	triwulan	PDB (Milyar Rupiah)	Ekspor (Milyar Rupiah)
1989	1	214242.9	7250.56
1989	2	214500.77	8801.76
1989	3	222284.59	9490.61
1989	4	217459.42	9918.34
1990	1	227207.58	9582.15
1990	2	231255.91	8852.62
1990	3	241244.15	10883.28
1990	4	231676.26	10457.18
1991	1	247076.56	7956.73
1991	2	245933.52	8497.78
1991	3	255946.83	11809.68
1991	4	247161.44	12634.57
1992	1	259981.42	12314.82
1992	2	262046	12819.23
1992	3	273908.05	12729.16
1992	4	264526.08	16768.66
1993	1	274051.94	14849.39
1993	2	277021.05	10262.15
1993	3	297518.67	10466
1993	4	302256.4	12077.89
1994	1	298743.23	14050.42
1994	2	306711.12	16369.96
1994	3	318069.33	17447.97
1994	4	314097.6	18186.35
1995	1	323025.52	16819.29
1995	2	329227.57	18390.41
1995	3	343024.45	17371.94
1995	4	344076.97	19483.98
1996	1	341562.23	26125.27
1996	2	351193.34	28717.32
1996	3	371879.05	29921.78
1996	4	379431.3	32227.16
1997	1	367338.14	31199.6
1997	2	369453.65	35970.58
1997	3	391598.45	42489.49
1997	4	383544.71	56917.18
1998	1	350848.2	116474.85
1998	2	320160.06	149117.13
1998	3	328941.06	154576.6
1998	4	313519.69	82978.28
1999	1	329335.06	94850.47
1999	2	325903.2	95495.72
1999	3	338301.37	108783.6
1999	4	330322.32	98228.45
2000	1	342852.4	113546.76
2000	2	340865.2	133126.75
2000	3	355289.5	154941.7
2000	4	350762.8	158941.63
2001	1	356114.9	152636.01
2001	2	360533	170858.69

b. Triwulan III 2001 – Triwulan IV 2013

Tahun	triwulan	PDB (Milyar Rupiah)	Ekspor (Milyar Rupiah)
2001	3	367517.4	133054.43
2001	4	356240.4	132672.59
2002	1	368650.4	128786.78
2002	2	375720.9	136757.46
2002	3	387919.6	144969.37
2002	4	372925.5	134605.8
2003	1	386743.9	145083.64
2003	2	394620.5	133269.29
2003	3	405607.6	139270.19
2003	4	390199.3	132294.27
2004	1	402597.3	127351
2004	2	411935.5	160746.54
2004	3	423852.3	178066.41
2004	4	418131.7	180860.1
2005	1	427003	187031.54
2005	2	436110	205924.35
2005	3	448492.5	219580.38
2005	4	439050.6	230627.38
2006	1	448276.8	216335.39
2006	2	457724.7	231923.1
2006	3	474797.5	251780.02
2006	4	465855.9	247911.76
2007	1	475641.7	242352.09
2007	2	488421.1	262013.53
2007	3	506933	277496.86
2007	4	493331.5	297250.52
2008	1	505218.8	318586.58
2008	2	519204.6	346093.11
2008	3	538641	351055.28
2008	4	519391.7	326304.11
2009	1	528056.5	281013.84
2009	2	540677.8	296070.65
2009	3	561637	312779
2009	4	548479.1	340940.15
2010	1	559683.4	324879.84
2010	2	574712.8	341473.94
2010	3	594250.6	357286.63
2010	4	585812	408740.33
2011	1	595721.8	407692.18
2011	2	612500.6	444676.38
2011	3	632823.9	450848.83
2011	4	623519.8	456271.76
2012	1	633414.9	440097.45
2012	2	651338	442299.44
2012	3	672122.3	433660.13
2012	4	662063.2	452678.65
2013	1	671593.4	440278.56
2013	2	688864.1	446093.27
2013	3	709984.5	459366.24
2013	4	699903.1	568690.67
2013	4	699903.1	568690.67

Lampiran 2. Plot *Time Series* Data Variabel-Variabel Penelitian



### Lampiran 3. Output Uji Panjang Lag Optimum dan Kausalitas Granger

#### a. Uji Panjang Lag Optimum

VAR Lag Order Selection Criteria  
 Endogenous variables: D(Y1) D(Y2)  
 Exogenous variables: C  
 Date: 01/03/15 Time: 15:12  
 Sample: 1989Q1 2013Q4  
 Included observations: 91

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	-2015.083	NA	6.14e+16	44.33149	44.38668	44.35376
1	-2011.056	7.787670	6.13e+16	44.33091	44.49646	44.39770
2	-2008.617	4.610285	6.35e+16	44.36521	44.64113	44.47653
3	-1999.704	16.45569	5.70e+16	44.25722	44.64351	44.41307
4	-1959.045	73.27547	2.55e+16	43.45153	43.94819*	43.65190
5	-1950.462	15.09019*	2.31e+16*	43.35082*	43.95784	43.59571*
6	-1947.633	4.850242	2.37e+16	43.37655	44.09393	43.66597
7	-1946.823	1.352078	2.55e+16	43.44667	44.27442	43.78062
8	-1945.440	2.250070	2.71e+16	43.50417	44.44230	43.88265

\* 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

#### b. Uji Kausalitas Granger

Pairwise Granger Causality Tests  
 Date: 01/03/15 Time: 15:14  
 Sample: 1989Q1 2013Q4  
 Lags: 5

Null Hypothesis:	Obs	F-Statistic	Prob.
Y2 does not Granger Cause Y1	95	5.72845	0.0001
Y1 does not Granger Cause Y2		2.39324	0.0443

#### Lampiran 4. Output Uji Stasioneritas Data

##### a. *Augmented Dickey-Fuller Test* pada Data PDB Asli

Null Hypothesis: Y1 has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 5 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.476802	0.9831
Test critical values: 1% level	-4.058619	
5% level	-3.458326	
10% level	-3.155161	

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

##### b. *Phillips-Perron Test* pada Data PDB Asli

Null Hypothesis: Y1 has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 68 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	0.137360	0.9973
Test critical values: 1% level	-4.053392	
5% level	-3.455842	
10% level	-3.153710	

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

Residual variance (no correction)	1.32E+08
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	53175311

##### c. *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin Test* pada Data PDB Asli

Null Hypothesis: Y1 is stationary  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 8 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.243461
Asymptotic critical values*: 1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

\*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	1.39E+09
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	1.02E+10

d. *Augmented Dickey-Fuller Test* pada Data Ekspor Asli

Null Hypothesis: Y2 has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 6 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.462651	0.9837
Test critical values:		
1% level	-4.059734	
5% level	-3.458856	
10% level	-3.155470	

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

e. *Phillips-Perron Test* pada Data Ekspor Asli

Null Hypothesis: Y2 has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 10 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-0.220966	0.9918
Test critical values:		
1% level	-4.053392	
5% level	-3.455842	
10% level	-3.153710	

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

Residual variance (no correction)	3.62E+08
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	2.04E+08

f. *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin Test* pada Data Ekspor Asli

Null Hypothesis: Y2 is stationary  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 8 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.266112
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

\*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	2.18E+09
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	1.36E+10

g. *Augmented Dickey-Fuller Test* dengan Data PDB Differencing 1

Null Hypothesis: D(Y1) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 4 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.690921	0.0278
Test critical values:		
1% level	-4.058619	
5% level	-3.458326	
10% level	-3.155161	

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

h. *Phillips-Perron Test* dengan Data PDB Differencing 1

Null Hypothesis: D(Y1) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 18 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-11.75780	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.054393	
5% level	-3.456319	
10% level	-3.153989	

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

Residual variance (no correction)	1.29E+08
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	1.25E+08

i. *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin Test* dengan Data PDB Differencing 1

Null Hypothesis: D(Y1) is stationary  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 45 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.173851
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

\*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	1.33E+08
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	56081011

j. *Augmented Dickey-Fuller Test* dengan Data Ekspor *Differencing 1*

Null Hypothesis: D(Y2) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Lag Length: 5 (Automatic - based on AIC, maxlag=12)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.607367	0.0001
Test critical values:		
1% level	-4.059734	
5% level	-3.458856	
10% level	-3.155470	

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

k. *Phillips-Perron Test* dengan Data Ekspor *Differencing 1*

Null Hypothesis: D(Y2) has a unit root  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 14 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	Adj. t-Stat	Prob.*
Phillips-Perron test statistic	-6.451897	0.0000
Test critical values:		
1% level	-4.054393	
5% level	-3.456319	
10% level	-3.153989	

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

Residual variance (no correction)	3.67E+08
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	1.37E+08

k. *Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin Test* dengan Data Ekspor *Differencing 1*

Null Hypothesis: D(Y2) is stationary  
 Exogenous: Constant, Linear Trend  
 Bandwidth: 12 (Newey-West automatic) using Bartlett kernel

	LM-Stat.
Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test statistic	0.096587
Asymptotic critical values*:	
1% level	0.216000
5% level	0.146000
10% level	0.119000

\*Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (1992, Table 1)

Residual variance (no correction)	3.66E+08
HAC corrected variance (Bartlett kernel)	1.40E+08

## Lampiran 5. Model Kointegrasi

The regression equation is  
 $y_1 = 268313 + 0.830 y_2$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	268313	5439	49.33	0.000
y2	0.83022	0.02414	34.39	0.000

S = 36378.2    R-Sq = 92.3%    R-Sq(adj) = 92.3%

### Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	1.56520E+12	1.56520E+12	1182.73	0.000
Residual Error	98	1.29691E+11	1323372785		
Total	99	1.69489E+12			

### Unusual Observations

Obs	y2	y1	Fit	SE Fit	Residual	St Resid
31	29922	371879	293154	4926	78725	2.18R
32	32227	379431	295068	4889	84363	2.34R
33	31200	367338	294215	4905	73123	2.03R
35	42489	391598	303588	4727	88010	2.44R
100	568691	699903	740452	10346	-40549	-1.16 X

## Lampiran 6. Output VECM

The regression equation is

$$\begin{aligned} Dy1 = & 2880 - 0.0332 \text{ ECt-1} + 0.216 \text{ Dy1t-1} - 0.175 \text{ Dy2t-1} - 0.0093 \text{ Dy1t-2} \\ & - 0.0821 \text{ Dy2t-2} - 0.110 \text{ Dy1t-3} + 0.0467 \text{ Dy2t-3} + 0.773 \text{ Dy1t-4} \\ & + 0.0012 \text{ Dy2t-4} - 0.219 \text{ Dy1t-5} + 0.0156 \text{ Dy2t-5} \end{aligned}$$

94 cases used, 6 cases contain missing values

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	2880	1271	2.27	0.026
ECt-1	-0.03325	0.02720	-1.22	0.225
Dy1t-1	0.2155	0.1058	2.04	0.045
Dy2t-1	-0.17499	0.04900	-3.57	0.001
Dy1t-2	-0.00925	0.07445	-0.12	0.901
Dy2t-2	-0.08210	0.05368	-1.53	0.130
Dy1t-3	-0.10999	0.07141	-1.54	0.127
Dy2t-3	0.04672	0.04855	0.96	0.339
Dy1t-4	0.77281	0.07150	10.81	0.000
Dy2t-4	0.00121	0.04940	0.02	0.980
Dy1t-5	-0.2190	0.1099	-1.99	0.050
Dy2t-5	0.01563	0.05076	0.31	0.759

S = 7280.20 R-Sq = 67.3% R-Sq(adj) = 62.9%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	11	8948964725	8135422248	15.35	0.000
Residual Error	82	4346103788	53001266		
Total	93	13295068513			

The regression equation is

$$\begin{aligned} Dy2 = & 3177 + 0.141 \text{ ECt-1} - 0.264 \text{ Dy1t-1} + 0.292 \text{ Dy2t-1} + 0.137 \text{ Dy1t-2} \\ & - 0.053 \text{ Dy2t-2} + 0.173 \text{ Dy1t-3} - 0.337 \text{ Dy2t-3} - 0.107 \text{ Dy1t-4} + 0.355 \text{ Dy2t-4} \\ & + 0.438 \text{ Dy1t-5} - 0.170 \text{ Dy2t-5} \end{aligned}$$

94 cases used, 6 cases contain missing values

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	3177	3133	1.01	0.314
ECt-1	0.14055	0.06708	2.10	0.039
Dy1t-1	-0.2644	0.2609	-1.01	0.314
Dy2t-1	0.2918	0.1208	2.42	0.018
Dy1t-2	0.1373	0.1836	0.75	0.457
Dy2t-2	-0.0528	0.1324	-0.40	0.691
Dy1t-3	0.1734	0.1761	0.98	0.328
Dy2t-3	-0.3368	0.1197	-2.81	0.006
Dy1t-4	-0.1071	0.1763	-0.61	0.545
Dy2t-4	0.3545	0.1218	2.91	0.005
Dy1t-5	0.4382	0.2711	1.62	0.110
Dy2t-5	-0.1700	0.1252	-1.36	0.178

S = 17953.2 R-Sq = 30.3% R-Sq(adj) = 21.0%

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	11	11491538328	1044685303	3.24	0.001
Residual Error	82	26430110539	322318421		
Total	93	37921648867			

Lampiran 7. Uji Signifikansi Keberadaan *Threshold*

## Test of linear versus threshold cointegration of Hansen and Seo (2002) ##

Test Statistic: 36.19298 (Maximized for threshold value: 305130.8 )  
P-Value: 0.009 ( Fixed regressor bootstrap )

Critical values:

0.90%	0.95%	0.99%
30.40468	32.60974	35.95149

Number of bootstrap replications: 1000

Lampiran 8. Output *Threshold Vector Error Correction Model 2* Rezim

#####

###Model TVECM

#####

Full sample size: 100 End sample size: 94

Number of variables: 2 Number of estimated parameters 48

AIC 3504.423 BIC 3629.044 SSR 20478296315

Cointegrating vector: (1, - 0.8299686 )

\$Bdown

	ECT	Const	Y1 t-1
Equation Y1	0.0207(0.5963)	3742.9315(0.0046)**	0.1585(0.1457)
Equation Y2	0.1691(0.0671).	3564.0506(0.2361)	-0.1347(0.5936)
	Y2 t-1	Y1 t-2	Y2 t-2
Equation Y1	-0.1479(0.0023)**	0.0261(0.7234)	-0.0687(0.1848)
Equation Y2	0.2047(0.0644).	-0.0643(0.7090)	0.0160(0.8940)
	Y1 t-3	Y2 t-3	Y1 t-4
Equation Y1	-0.1605(0.0281)*	0.0706(0.1364)	0.6938(1.1e-14)***
Equation Y2	0.1708(0.3098)	-0.3012(0.0075)**	0.0655(0.6938)
	Y2 t-4	Y1 t-5	Y2 t-5
Equation Y1	0.0162(0.7316)	-0.2219(0.0418)*	0.0085(0.8594)
Equation Y2	0.2590(0.0212)*	0.1896(0.4502)	-0.0683(0.5429)

\$Bup

	ECT	Const	Y1 t-1	
Equation Y1	-0.4394(0.7330)	28143.6426(0.8671)	0.3664(0.9125)	
Equation Y2	-6.7279(0.0278)*	802244.6357(0.0440)*	-14.6042(0.0636).	
	Y2 t-1	Y1 t-2	Y2 t-2	
Equation Y1	-0.8268(0.8599)	-0.8442(0.6457)	0.7189(0.7815)	
Equation Y2	-17.0175(0.1225)	-6.5706(0.1279)	-10.4611(0.0869).	
	Y1 t-3	Y2 t-3	Y1 t-4	Y2 t-4
Equation Y1	0.4034(0.9382)	1.7940(0.1998)	0.6472(0.7633)	1.1274(0.8777)
Equation Y2	-23.9190(0.0521).	4.3762(0.1803)	-8.9278(0.0782).	36.4727(0.0358)*
	Y1 t-5	Y2 t-5		
Equation Y1	-0.0803(0.9347)	-0.8215(0.7186)		
Equation Y2	-0.4205(0.8541)	8.1432(0.1287)		

Threshold

Values: 50195.15

Percentage of Observations in each regime 87.2% 12.8%

## Lampiran 9. Output *Threshold Vector Error Correction Model 3* Rezim

#####

###Model TVECM

#####

Full sample size: 100 End sample size: 94

Number of variables: 2 Number of estimated parameters 72

AIC 3494.534 BIC 3682.737 SSR 11911196862

Cointegrating vector: (1, - 0.8299686 )

\$Bdown

	ECT	Const	Y1 t-1	
Equation Y1	-0.0164(0.9696)	-1253.6049(0.9481)	0.1662(0.7619)	
Equation Y2	0.5646(0.4662)	13544.4533(0.6961)	0.3291(0.7386)	
	Y2 t-1	Y1 t-2	Y2 t-2	Y1 t-3
Equation Y1	-0.9381(0.1894)	0.4327(0.1472)	0.7967(0.2191)	-0.2215(0.4906)
Equation Y2	-2.3287(0.0720)	0.9840(0.0683)	2.9114(0.0144)*	0.3491(0.5455)
	Y2 t-3	Y1 t-4	Y2 t-4	Y1 t-5
Equation Y1	-0.4800(0.2898)	0.6081(0.2309)	-0.1170(0.6807)	-0.1810(0.8187)
Equation Y2	-1.9591(0.0185)*	-0.1649(0.8558)	0.2760(0.5896)	0.4315(0.7614)
	Y2 t-5			
Equation Y1	1.0764(0.1354)			
Equation Y2	1.8605(0.1510)			

\$Bmiddle

	ECT	Const	Y1 t-1	
Equation Y1	-0.0270(0.6972)	5140.1493(0.0040)**	0.2340(0.0862)	
Equation Y2	0.2268(0.0735)	13342.8188(6.0e-05)***	-0.2785(0.2528)	
	Y2 t-1	Y1 t-2	Y2 t-2	
Equation Y1	-0.1546(0.0052)**	-0.1167(0.3403)	-0.0370(0.5826)	
Equation Y2	0.2919(0.0035)**	-1.0427(1.3e-05)***	0.3265(0.0088)**	
	Y1 t-3	Y2 t-3	Y1 t-4	
Equation Y1	-0.3335(0.0026)**	0.1474(0.0138)*	0.6861(7.0e-11)***	
Equation Y2	-0.6944(0.0006)***	-0.0058(0.9555)	0.0208(0.8936)	
	Y2 t-4	Y1 t-5	Y2 t-5	
Equation Y1	-0.0191(0.7202)	-0.2725(0.0337)*	-0.0024(0.9633)	
Equation Y2	0.1007(0.2971)	-0.0120(0.9578)	0.0176(0.8546)	

\$Bup

	ECT	Const	Y1 t-1	
Equation Y1	-0.2089(0.0455)*	11213.1971(0.2471)	0.3762(0.2015)	
Equation Y2	0.0273(0.8825)	-10646.3794(0.5395)	-0.0160(0.9757)	
	Y2 t-1	Y1 t-2	Y2 t-2	
Equation Y1	0.1260(0.6807)	-0.5027(0.1328)	-0.4166(0.3210)	
Equation Y2	2.3490(6.9e-05)***	0.8569(0.1539)	-0.5298(0.4818)	
	Y1 t-3	Y2 t-3	Y1 t-4	Y2 t-4
Equation Y1	0.3807(0.3301)	0.1740(0.6196)	0.6878(0.0489)*	-0.0763(0.7628)
Equation Y2	0.6245(0.3740)	-0.4584(0.4677)	0.1557(0.8010)	1.1021(0.0180)*
	Y1 t-5	Y2 t-5		
Equation Y1	-0.0369(0.9123)	0.0963(0.7661)		
Equation Y2	0.7184(0.2356)	-2.0082(0.0010)**		

Threshold

Values: -27591.32 29310.86

Percentage of Observations in each regime 14.9% 63.8% 21.3%

## Lampiran 10. Output Model VAR (5)

### VAR Estimation Results:

```

=====
Endogenous variables: dy1, dy2
Deterministic variables: const
Sample size: 94
Log Likelihood: -2013.073
Roots of the characteristic polynomial:
0.9743 0.9223 0.9223 0.8901 0.7775 0.7775 0.7698 0.7473 0.7473 0.2062
Call:
VAR(y = datavar, p = 5, type = "const", exogen = NULL, lag.max = NULL,
    ic = "AIC")

```

### Estimation results for equation dy1:

```

=====
dy1 = dy1.l1 + dy2.l1 + dy1.l2 + dy2.l2 + dy1.l3 + dy2.l3 + dy1.l4 + dy2.l4 + dy1.l5 + dy2.l5 + const

```

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
dy1.l1	2.136e-01	1.061e-01	2.013	0.047373 *
dy2.l1	-1.657e-01	4.855e-02	-3.413	0.000997 ***
dy1.l2	-3.797e-02	7.086e-02	-0.536	0.593437
dy2.l2	-6.220e-02	5.130e-02	-1.212	0.228783
dy1.l3	-1.311e-01	6.949e-02	-1.887	0.062616 .
dy2.l3	6.077e-02	4.731e-02	1.285	0.202481
dy1.l4	7.601e-01	7.095e-02	10.713	< 2e-16 ***
dy2.l4	4.796e-03	4.946e-02	0.097	0.922976
dy1.l5	-2.586e-01	1.054e-01	-2.453	0.016242 *
dy2.l5	2.593e-02	5.021e-02	0.517	0.606869
const	3.009e+03	1.270e+03	2.369	0.020146 *

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

Residual standard error: 7302 on 83 degrees of freedom  
Multiple R-Squared: 0.6671, Adjusted R-squared: 0.627  
F-statistic: 16.64 on 10 and 83 DF, p-value: 4.829e-16

### Estimation results for equation dy2:

```

=====
dy2 = dy1.l1 + dy2.l1 + dy1.l2 + dy2.l2 + dy1.l3 + dy2.l3 + dy1.l4 + dy2.l4 + dy1.l5 + dy2.l5 + const

```

	Estimate	Std. Error	t value	Pr(> t )
dy1.l1	-0.25616	0.26616	-0.962	0.33864
dy2.l1	0.25247	0.12178	2.073	0.04125 *
dy1.l2	0.25870	0.17773	1.456	0.14929
dy2.l2	-0.13698	0.12869	-1.064	0.29020
dy1.l3	0.26282	0.17431	1.508	0.13540
dy2.l3	-0.39621	0.11867	-3.339	0.00126 **
dy1.l4	-0.05348	0.17798	-0.300	0.76457
dy2.l4	0.33940	0.12406	2.736	0.00761 **
dy1.l5	0.60531	0.26436	2.290	0.02457 *
dy2.l5	-0.21359	0.12594	-1.696	0.09365 .
const	2633.31967	3185.59861	0.827	0.41082

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

Residual standard error: 18320 on 83 degrees of freedom  
Multiple R-Squared: 0.2657, Adjusted R-squared: 0.1773  
F-statistic: 3.004 on 10 and 83 DF, p-value: 0.002775

### Covariance matrix of residuals:

	dy1	dy2
dy1	53316480	18029330
dy2	18029330	335482059

Lampiran 11. Macro Minitab untuk Uji Residual Berdistribusi *Normal Multivariate*

```
macro
qq x.1-x.p
mconstant i n p t chis
mcolumn d x.1-x.p dd pi q ss tt
mmatrix s sinv ma mb mc md
let n=count(x.1)
cova x.1-x.p s
invert s sinv
do i=1:p
  let x.i=x.i-mean(x.i)
enddo
do i=1:n
  copy x.1-x.p ma;
  use i.
  transpose ma mb
  multiply ma sinv mc
  multiply mc mb md
  copy md tt
  let t=tt(1)
  let d(i)=t
enddo
set pi
  1:n
end
let pi=(pi-0.5)/n
sort d dd
invcdf pi q;
chis p.
plot q*dd
invcdf 0.5 chis;
chis p.
let ss=dd<chis
let t=sum(ss)/n
print t
if t>0.5
  note distribusi data multinormal
endif
if t<=0.5
  note distribusi data bukan multinormal
endif
endmacro
```

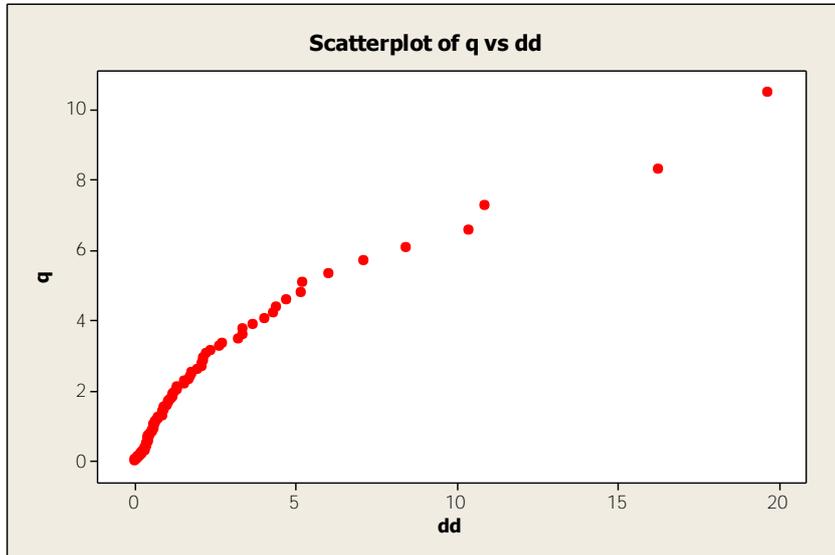
Lampiran 12. Syntax Program SAS untuk Uji Asumsi Residual *White Noise*

```
data residual;
input y1 y2;
datalines;
-1840.6      6743.1
-8957.8      -2840.1
 5143.0      -575.0
.
.
.
1516.6      73093.9
;
proc varmax data=residual lagmax=60 printall;
model y1-y2 / p=(30) minic=(p=24) noint;

output lead=24 out=hasil;
run;
```

Lampiran 13. Output Hasil Uji Residual Berdistribusi *Multivariate Normal*

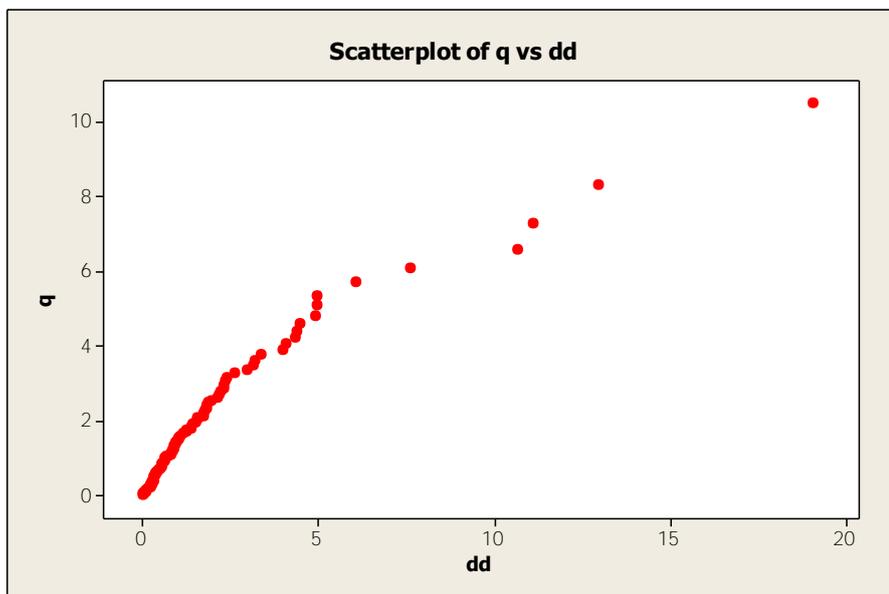
a. Model VAR



Data Display

t 0.659574  
distribusi data multinormal

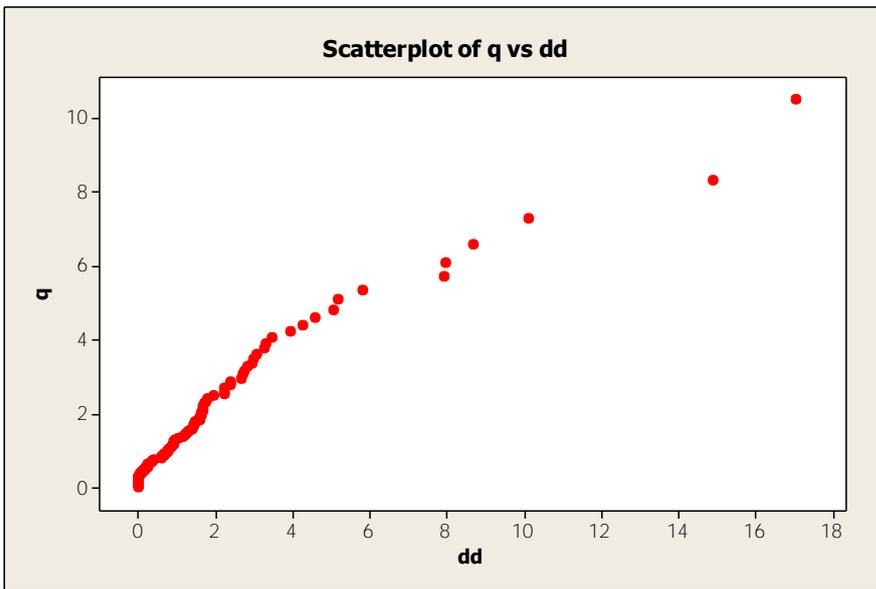
b. Model VECM



Data Display

t 0.606383  
distribusi data multinormal

c. Model TVECM 2 Rezim

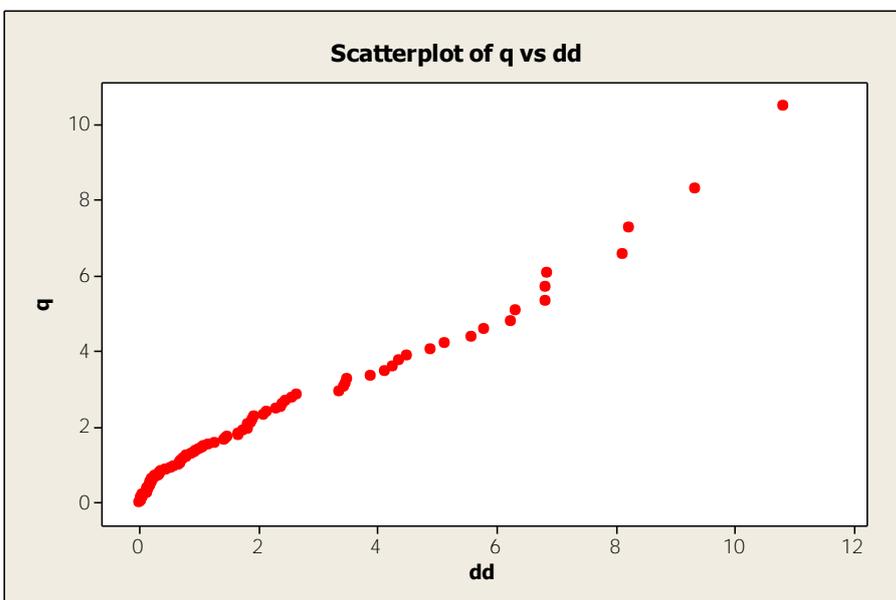


Data Display

t 0.542553

distribusi data multinormal

d. Model TVECM 3 Rezim



Data Display

t 0.553191

distribusi data multinormal

Lampiran 14. Output Hasil Uji Residual *White Noise* Model VECM dengan *Portmanteau Test*

VEC Residual Portmanteau Tests for Autocorrelations  
 Null Hypothesis: no residual autocorrelations up to lag h  
 Date: 01/20/15 Time: 20:03  
 Sample: 1989Q1 2013Q4  
 Included observations: 94

Lags	Q-Stat	Prob.	Adj Q-Stat	Prob.	df
1	0.226071	NA*	0.228501	NA*	NA*
2	2.605516	NA*	2.659674	NA*	NA*
3	3.607605	NA*	3.694799	NA*	NA*
4	6.717319	NA*	6.942722	NA*	NA*
5	8.223646	NA*	8.533674	NA*	NA*
6	11.39639	0.0769	11.92274	0.0637	6
7	13.72146	0.1861	14.43488	0.1541	10
8	20.30642	0.1208	21.63240	0.0865	14
9	21.93687	0.2348	23.43548	0.1744	18
10	27.27837	0.2008	29.41288	0.1334	22
11	28.82630	0.3190	31.16596	0.2221	26
12	32.78298	0.3320	35.70166	0.2180	30
13	35.19551	0.4114	38.50139	0.2731	34
14	37.04534	0.5134	40.67494	0.3534	38
15	39.43829	0.5840	43.52225	0.4064	42
16	46.99861	0.4314	52.63340	0.2328	46
17	48.71647	0.5250	54.73054	0.2997	50
18	52.89908	0.5169	59.90376	0.2702	54
19	62.07248	0.3332	71.40108	0.1112	58
20	63.19289	0.4340	72.82431	0.1636	62
21	63.74353	0.5558	73.53336	0.2452	66
22	65.77868	0.6208	76.19035	0.2862	70
23	68.42494	0.6610	79.69385	0.3047	74
24	69.64938	0.7390	81.33810	0.3757	78
25	70.14446	0.8217	82.01256	0.4788	82
26	72.52845	0.8496	85.30808	0.5008	86
27	74.23283	0.8852	87.69930	0.5490	90
28	75.71150	0.9165	89.80528	0.6033	94
29	78.77455	0.9231	94.23492	0.5889	98
30	80.35660	0.9441	96.55855	0.6335	102

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

Lampiran 15. Output Hasil Uji Residual *White Noise* dengan Melihat AIC Terkecil model VARMA

a. Model VECM

The SAS System 11:59 Thursday, January 19, 2015 377

The VARMAX Procedure

Minimum Information Criterion

Lag	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	37.025057	37.21372	37.276061	37.367389	37.439879	37.528243
AR 1	37.130183	37.25839	37.338286	37.43274	37.516996	37.619352
AR 2	37.219571	37.339491	37.431769	37.529487	37.611436	37.708731
AR 3	37.334344	37.438536	37.531026	37.614118	37.707162	37.817456
AR 4	37.422198	37.518115	37.62081	37.709087	37.819224	37.920276
AR 5	37.524795	37.620218	37.734472	37.806276	37.923422	38.052058
AR 6	37.647856	37.773034	37.896223	37.978112	38.1058	38.245998
AR 7	37.792072	37.926357	38.068427	38.156154	38.296082	38.445207
AR 8	37.890061	38.034599	38.187897	38.350776	38.505244	38.668452
AR 9	38.030497	38.186639	38.352695	38.52964	38.718582	38.897138
AR 10	38.129217	38.298572	38.479217	38.672321	38.879217	39.101439
AR 11	38.214344	38.39884	38.596283	38.808085	39.035872	39.281525
AR 12	38.326338	38.528308	38.74524	38.978858	39.231165	39.504499
AR 13	38.547327	38.769625	39.009359	39.268662	39.550035	39.856418
AR 14	38.723081	38.969235	39.235901	39.525756	39.841962	40.188282
AR 15	38.991842	39.266267	39.565085	39.8917	40.25018	40.645427
AR 16	39.217109	39.52541	39.863072	40.2345	40.645027	41.101167
AR 17	39.592568	39.941973	40.327213	40.754102	41.229778	41.763111
AR 18	39.88287	40.28287	40.727315	41.224047	41.78287	42.416203
AR 19	39.972452	40.435773	40.955253	41.541764	42.209172	42.975455
AR 20	40.469027	41.013145	41.629812	42.334574	43.14776	44.096478
AR 21	41.102317	41.751928	42.497777	43.362962	44.378614	45.587724
AR 22	41.628705	42.419914	43.342991	44.4339	45.742991	47.342991
AR 23	42.469922	43.457748	44.633732	46.057291	47.815805	50.043256
AR 24	42.736243	44.00897	45.564526	47.50897	50.00897	53.342303

b. Model TVECM 2 Rezim

The SAS System 11:59 Thursday, January 19, 2015 104

The VARMAX Procedure

Minimum Information Criterion

Lag	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	36.181472	36.27277	36.336169	36.364923	36.443706	36.502487
AR 1	36.203816	36.311998	36.384127	36.429946	36.514848	36.59952
AR 2	36.246014	36.357168	36.431136	36.520413	36.613878	36.690992
AR 3	36.317288	36.427477	36.52612	36.58858	36.668706	36.755023
AR 4	36.39397	36.516463	36.621197	36.687093	36.75089	36.75708
AR 5	36.509809	36.588731	36.6538	36.749854	36.86114	36.89714
AR 6	36.613646	36.738824	36.815007	36.919092	37.042286	37.090538
AR 7	36.706025	36.84031	36.98238	37.091398	37.227749	37.278561
AR 8	36.808112	36.95265	37.105947	37.268826	37.415583	37.482795
AR 9	36.882133	37.038276	37.204332	37.381277	37.570218	37.6385
AR 10	36.880978	37.050333	37.230978	37.424081	37.630978	37.8532
AR 11	37.022913	37.207409	37.404852	37.616654	37.844441	38.090094
AR 12	37.149038	37.351008	37.567939	37.801557	38.053865	38.327198
AR 13	37.23172	37.454018	37.693752	37.953056	38.234428	38.540811
AR 14	37.428775	37.674929	37.941595	38.231451	38.547656	38.893976
AR 15	37.733777	38.008201	38.307019	38.633634	38.992114	39.387361
AR 16	37.962963	38.271263	38.608926	38.980354	39.39088	39.847021
AR 17	38.173021	38.522426	38.907666	39.334555	39.810231	40.343564
AR 18	38.467612	38.867612	39.312057	39.808789	40.367612	41.000945
AR 19	38.831909	39.295229	39.81471	40.40122	41.068628	41.834912
AR 20	39.130894	39.675012	40.291678	40.99644	41.809627	42.758345

AR 21	39.858139	40.507749	41.253599	42.118784	43.134436	44.343546
AR 22	40.568892	41.360101	42.283178	43.374087	44.683178	46.283178
AR 23	41.521658	42.509484	43.685468	45.109026	46.86754	49.094991
AR 24	42.854553	44.12728	45.682836	47.62728	50.12728	53.460614

c. Model TVECM 3 Rezim

The SAS System 11:59 Thursday, January 19, 2015 195

The VARMAX Procedure

Minimum Information Criterion

Lag	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	35.580458	35.740524	35.813637	35.8928	35.89189	35.967753
AR 1	35.663917	35.716902	35.791607	35.893041	35.927644	35.96685
AR 2	35.764501	35.784634	35.884589	35.99287	36.03077	36.079065
AR 3	35.854679	35.884228	35.984796	36.059083	36.031199	36.117394
AR 4	35.832528	35.89664	35.97298	36.019266	36.12562	36.235749
AR 5	35.92532	35.940432	36.021178	36.120517	36.232093	36.363125
AR 6	35.962577	36.087755	36.177308	36.286456	36.408276	36.55046
AR 7	36.039975	36.17426	36.31633	36.437169	36.568846	36.721938
AR 8	36.174803	36.319341	36.472639	36.635517	36.781238	36.948913
AR 9	36.294043	36.450186	36.616242	36.793187	36.982128	37.166923
AR 10	36.347436	36.51679	36.697436	36.890539	37.097436	37.319658
AR 11	36.502482	36.686978	36.88442	37.096223	37.32401	37.569663
AR 12	36.601699	36.803669	37.020601	37.254219	37.506527	37.77986
AR 13	36.808705	37.031003	37.270737	37.530041	37.811413	38.117796
AR 14	36.943948	37.190102	37.456769	37.746624	38.062829	38.40915
AR 15	37.078324	37.352749	37.651567	37.978182	38.336661	38.731908
AR 16	37.368679	37.676979	38.014642	38.38607	38.796597	39.252737
AR 17	37.729168	38.078572	38.463813	38.890701	39.366377	39.89971
AR 18	38.097093	38.497093	38.941537	39.438269	39.997093	40.630426
AR 19	38.448033	38.911353	39.430834	40.017344	40.684753	41.451036
AR 20	38.903307	39.447424	40.064091	40.768853	41.58204	42.530758
AR 21	39.467735	40.117345	40.863195	41.72838	42.744032	43.953142
AR 22	40.218284	41.009492	41.932569	43.023478	44.332569	45.932569
AR 23	41.109746	42.097572	43.273556	44.697115	46.455629	48.68308
AR 24	42.154875	43.427602	44.983158	46.927602	49.427602	52.760936

d. Model VECM

The SAS System 11:59 Thursday, January 19, 2015 650

The VARMAX Procedure

Minimum Information Criterion

Lag	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	37.113186	37.302697	37.373367	37.454766	37.530487	37.618985
AR 1	37.216875	37.345079	37.430406	37.517283	37.607202	37.713395
AR 2	37.315043	37.432111	37.519567	37.617659	37.68463	37.794721
AR 3	37.420299	37.524282	37.623337	37.685079	37.788576	37.896136
AR 4	37.514758	37.61367	37.72267	37.787143	37.893013	38.010762
AR 5	37.613404	37.702671	37.808377	37.882848	38.002821	38.129481
AR 6	37.730834	37.856012	37.971115	38.056372	38.187264	38.325403
AR 7	37.861201	37.995486	38.137556	38.228563	38.372699	38.518943
AR 8	37.960983	38.105521	38.258819	38.421697	38.578741	38.739498
AR 9	38.100974	38.257116	38.423172	38.600118	38.789059	38.96475
AR 10	38.19835	38.367704	38.54835	38.741453	38.94835	39.170572
AR 11	38.285933	38.470428	38.667871	38.879673	39.107461	39.353114
AR 12	38.38629	38.58826	38.805191	39.03881	39.291117	39.564451
AR 13	38.612591	38.834889	39.074623	39.333926	39.615299	39.921682
AR 14	38.79132	39.037474	39.30414	39.593995	39.910201	40.256521
AR 15	39.059767	39.334191	39.633009	39.959624	40.318104	40.713351

AR 16	39.288861	39.597161	39.934824	40.306252	40.716778	41.172919
AR 17	39.660686	40.010091	40.395332	40.82222	41.297896	41.831229
AR 18	39.953788	40.353788	40.798232	41.294965	41.853788	42.487121
AR 19	40.039565	40.502886	41.022366	41.608877	42.276285	43.042568
AR 20	40.567985	41.112103	41.728769	42.433531	43.246718	44.195436
AR 21	41.205121	41.854732	42.600581	43.465767	44.481419	45.690528
AR 22	41.743843	42.535052	43.458129	44.549038	45.858129	47.458129
AR 23	42.641979	43.629805	44.805789	46.229348	47.987862	50.215313
AR 24	43.711704	44.984431	46.539987	48.484431	50.984431	54.317764

e. Model VAR

The SAS System 11:59 Thursday, January 19, 2015 650

The VARMAX Procedure

Minimum Information Criterion

Lag	MA 0	MA 1	MA 2	MA 3	MA 4	MA 5
AR 0	37.113186	37.302697	37.373367	37.454766	37.530487	37.618985
AR 1	37.216875	37.345079	37.430406	37.517283	37.607202	37.713395
AR 2	37.315043	37.43211	37.519567	37.617659	37.68463	37.794721
AR 3	37.420299	37.524282	37.623337	37.685079	37.788576	37.896136
AR 4	37.514758	37.61367	37.72267	37.787143	37.893013	38.010762
AR 5	37.613404	37.702671	37.808377	37.882848	38.002821	38.129481
AR 6	37.730834	37.856012	37.971115	38.056372	38.187264	38.325403
AR 7	37.861201	37.995486	38.137556	38.228563	38.372699	38.518943
AR 8	37.960983	38.105521	38.258819	38.421697	38.578741	38.739498
AR 9	38.100974	38.257116	38.423172	38.600118	38.789059	38.96475
AR 10	38.19835	38.367704	38.54835	38.741453	38.94835	39.170572
AR 11	38.285933	38.470428	38.667871	38.879673	39.107461	39.353114
AR 12	38.38629	38.58826	38.805191	39.03881	39.291117	39.564451
AR 13	38.612591	38.834889	39.074623	39.333926	39.615299	39.921682
AR 14	38.79132	39.037474	39.30414	39.593995	39.910201	40.256521
AR 15	39.059767	39.334191	39.633009	39.959624	40.318104	40.713351
AR 16	39.288861	39.597161	39.934824	40.306252	40.716778	41.172919
AR 17	39.660686	40.010091	40.395332	40.82222	41.297896	41.831229
AR 18	39.953788	40.353788	40.798232	41.294965	41.853788	42.487121
AR 19	40.039565	40.502886	41.022366	41.608877	42.276285	43.042568
AR 20	40.567985	41.112103	41.728769	42.433531	43.246718	44.195436
AR 21	41.205121	41.854732	42.600581	43.465767	44.481419	45.690528
AR 22	41.743843	42.535052	43.458129	44.549038	45.858129	47.458129
AR 23	42.641979	43.629805	44.805789	46.229348	47.987862	50.215313
AR 24	43.711704	44.984431	46.539987	48.484431	50.984431	54.317764

## Lampiran 16. Penghitungan Kriteria Kebaikan Model

a. AIC

$$AIC(M) = n \ln |\Sigma_a| + 2M$$

n= banyaknya residual

M= jumlah parameter di dalam model

$\Sigma_a$ = Matriks varians kovarians dari residual

AIC Model VAR

n = 94

M= 22

Matriks Varians Kovarians Residual ( $\Sigma_a$ ) Hasil Pengolahan R.3.1.0

**Covariance matrix of residuals:**

	dy1	dy2
dy1	53316480	18029330
dy2	18029330	335482059

$$AIC = (94) \ln \left| \begin{bmatrix} 53316480 & 18029330 \\ 18029330 & 335482059 \end{bmatrix} \right| + 2(22)$$

$$AIC = 3560,02$$

AIC Model VECM

n = 94

M= 24

Matriks Varians Kovarians Residual ( $\Sigma_a$ ) Hasil Pengolahan Minitab

**Covariances: res1 VECM, res2 VECM**

	res1 VECM	res2 VECM
res1 VECM	46732299	
res2 VECM	19689378	284194737

$$AIC = (94) \ln \left| \begin{bmatrix} 46732299 & 19689378 \\ 19689378 & 28194737 \end{bmatrix} \right| + 2(24)$$

$$AIC = 3534,98$$

AIC Model TVECM 2 Rezim

n = 94

M= 48

Matriks Varians Kovarians Residual ( $\Sigma_a$ ) Hasil Pengolahan Minitab

**Covariances: res1 TVECM 2 rez, res2 TVECM 2 rez**

	res1 TVECM 2 rez	res2 TVECM 2 rez
res1 TVECM 2 rez	34179296	
res2 TVECM 2 rez	27697012	186034135

$$AIC = (94) \ln \left| \begin{bmatrix} 34179296 & 27697012 \\ 27697012 & 186034135 \end{bmatrix} \right| + 2(48)$$

$$AIC = 3504,44$$

AIC Model TVECM 3 Rezim

n = 94

M= 72

Matriks Varians Kovarians Residual ( $\Sigma_a$ ) Hasil Pengolahan Minitab

**Covariances: res1 TVECM 3 rez, res2 TVECM 3 rez**

	res1 TVECM 3 rez	res2 TVECM 3 rez
res1 TVECM 3 rez	30243884	
res2 TVECM 3 rez	-1504377	97838983

$$AIC = (94) \ln \left| \begin{bmatrix} 30243884 & -1504377 \\ -1504377 & 97838983 \end{bmatrix} \right| + 2(72)$$

$$AIC = 3492,55$$

b. BIC

$$BIC(M) = n \ln |\Sigma_a| - (n - M) \ln \left(1 - \frac{M}{n}\right) + M \ln n + M \ln \left[ \frac{\left(\frac{|\Sigma_z|}{|\Sigma_a|} - 1\right)}{M} \right]$$

$\Sigma_z$  = matriks varians kovarians sampel dari data

BIC Model VAR

n = 94

M = 22

Matriks Varians Kovarians Residual ( $\Sigma_a$ ) Hasil Pengolahan R.3.1.0

**Covariance matrix of residuals:**

	dy1	dy2
dy1	53316480	18029330
dy2	18029330	335482059

Matriks Varians Kovarians data series ( $\Sigma_z$ ) Hasil Pengolahan Minitab

**Covariances: dy1, dy2**

	dy1	dy2
dy1	142957726	-18796065
dy2	-18796065	407759665

$$BIC(M) = 94 \ln \left[ \begin{vmatrix} 53316480 & 18029330 \\ 18029330 & 335482059 \end{vmatrix} \right] - (94 - 22) \ln \left(1 - \frac{22}{94}\right) + 22 \ln 94 + 22 \ln \left[ \frac{\left( \frac{\begin{vmatrix} 142957726 & -18796065 \\ -18796065 & 407759665 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 53316480 & 18029330 \\ 18029330 & 335482059 \end{vmatrix}} - 1 \right)}{22} \right]$$

BIC = 3491,38

BIC Model VECM

n = 94

M= 24

Matriks Varians Kovarians Residual ( $\Sigma_a$ ) Hasil Pengolahan Minitab

**Covariances: res1 VECM, res2 VECM**

	res1 VECM	res2 VECM
res1 VECM	46732299	
res2 VECM	19689378	284194737

Matriks Varians Kovarians data series ( $\Sigma_z$ ) Hasil Pengolahan Minitab

**Covariances: dy1, dy2**

	dy1	dy2
dy1	142957726	
dy2	-18796065	407759665

$$BIC(M) = 94 \ln \left| \begin{bmatrix} 46732299 & 19689378 \\ 19689378 & 28194737 \end{bmatrix} \right| - (94 - 24) \ln \left( 1 - \frac{24}{94} \right) + 24 \ln 94$$
$$+ 24 \ln \left[ \left( \frac{\left| \begin{bmatrix} 142957726 & -18796065 \\ -18796065 & 407759665 \end{bmatrix} \right|}{\left| \begin{bmatrix} 46732299 & 19689378 \\ 19689378 & 28194737 \end{bmatrix} \right|} - 1 \right) / 24 \right]$$

BIC= 3463,43

### BIC Model TVECM 2 Rezim

n = 94

M= 48

Matriks Varians Kovarians Residual ( $\Sigma_a$ ) Hasil Pengolahan Minitab

#### **Covariances: res1 TVECM 2 rez, res2 TVECM 2 rez**

	res1 TVECM 2 rez	res2 TVECM 2 rez
res1 TVECM 2 rez	34179296	
res2 TVECM 2 rez	27697012	186034135

#### **Covariances: dy1, dy2**

	dy1	dy2
dy1	142957726	
dy2	-18796065	407759665

$$BIC(M) = 94 \ln \left| \begin{bmatrix} 34179296 & 27697012 \\ 27697012 & 186034135 \end{bmatrix} \right| - (94 - 48) \ln \left( 1 - \frac{48}{94} \right) \\ + 48 \ln 94 + 48 \ln \left[ \frac{\left( \frac{\begin{bmatrix} 142957726 & -18796065 \\ -18796065 & 407759665 \end{bmatrix}}{\begin{bmatrix} 34179296 & 27697012 \\ 27697012 & 186034135 \end{bmatrix}} - 1 \right) / 48}{48} \right]$$

BIC = 3341,99

### BIC Model TVECM 3 Rezim

n = 94

M= 72

Matriks Varians Kovarians Residual ( $\Sigma_a$ ) Hasil Pengolahan Minitab

**Covariances: res1 TVECM 3 rez, res2 TVECM 3 rez**

	res1 TVECM 3 rez	res2 TVECM 3 rez
res1 TVECM 3 rez	30243884	
res2 TVECM 3 rez	-1504377	97838983

**Covariances: dy1, dy2**

	dy1	dy2
dy1	142957726	
dy2	-18796065	407759665

$$BIC(M) = 94 \ln \left| \begin{bmatrix} 30243884 & -1504377 \\ -1504377 & 97838983 \end{bmatrix} \right| - (94 - 72) \ln \left( 1 - \frac{72}{94} \right) \\ + 72 \ln 94 + 72 \ln \left( \frac{\left| \begin{bmatrix} 142957726 & -18796065 \\ -18796065 & 407759665 \end{bmatrix} \right| - 1}{\left| \begin{bmatrix} 30243884 & -1504377 \\ -1504377 & 97838983 \end{bmatrix} \right|} \right) / 72$$

c. SBC

$$SBC(M) = n \ln |\Sigma_a| + M \ln n$$

SBC Model VAR

n = 94

M = 22

Matriks Varians Kovarians Residual ( $\Sigma_a$ ) Hasil Pengolahan R.3.1.0

**Covariance matrix of residuals:**

	dy1	dy2
dy1	53316480	18029330
dy2	18029330	335482059

$$SBC = 94 \ln \begin{vmatrix} 53316480 & 18029330 \\ 18029330 & 335482059 \end{vmatrix} + 22 \ln 94$$

$$SBC = 3615,98$$

SBC Model VECM

n = 94

M = 24

Matriks Varians Kovarians Residual ( $\Sigma_a$ ) Hasil Pengolahan Minitab

**Covariances: res1 VECM, res2 VECM**

	res1 VECM	res2 VECM
res1 VECM	46732299	19689378
res2 VECM	19689378	284194737

$$SBC = 94 \ln \begin{vmatrix} 46732299 & 19689378 \\ 19689378 & 284194737 \end{vmatrix} + 24 \ln 94$$

### SBC Model TVECM 2 Rezim

n = 94

M= 48

Matriks Varians Kovarians Residual ( $\Sigma_a$ ) Hasil Pengolahan Minitab

**Covariances: res1 TVECM 2 rez, res2 TVECM 2 rez**

	res1 TVECM 2 rez	res2 TVECM 2 rez
res1 TVECM 2 rez	34179296	
res2 TVECM 2 rez	27697012	186034135

$$SBC = 94 \ln \left| \begin{bmatrix} 34179296 & 27697012 \\ 27697012 & 186034135 \end{bmatrix} \right| + 48 \ln 94$$

$$SBC = 3526,52$$

### SBC Model TVECM 3 Rezim

n = 94

M= 72

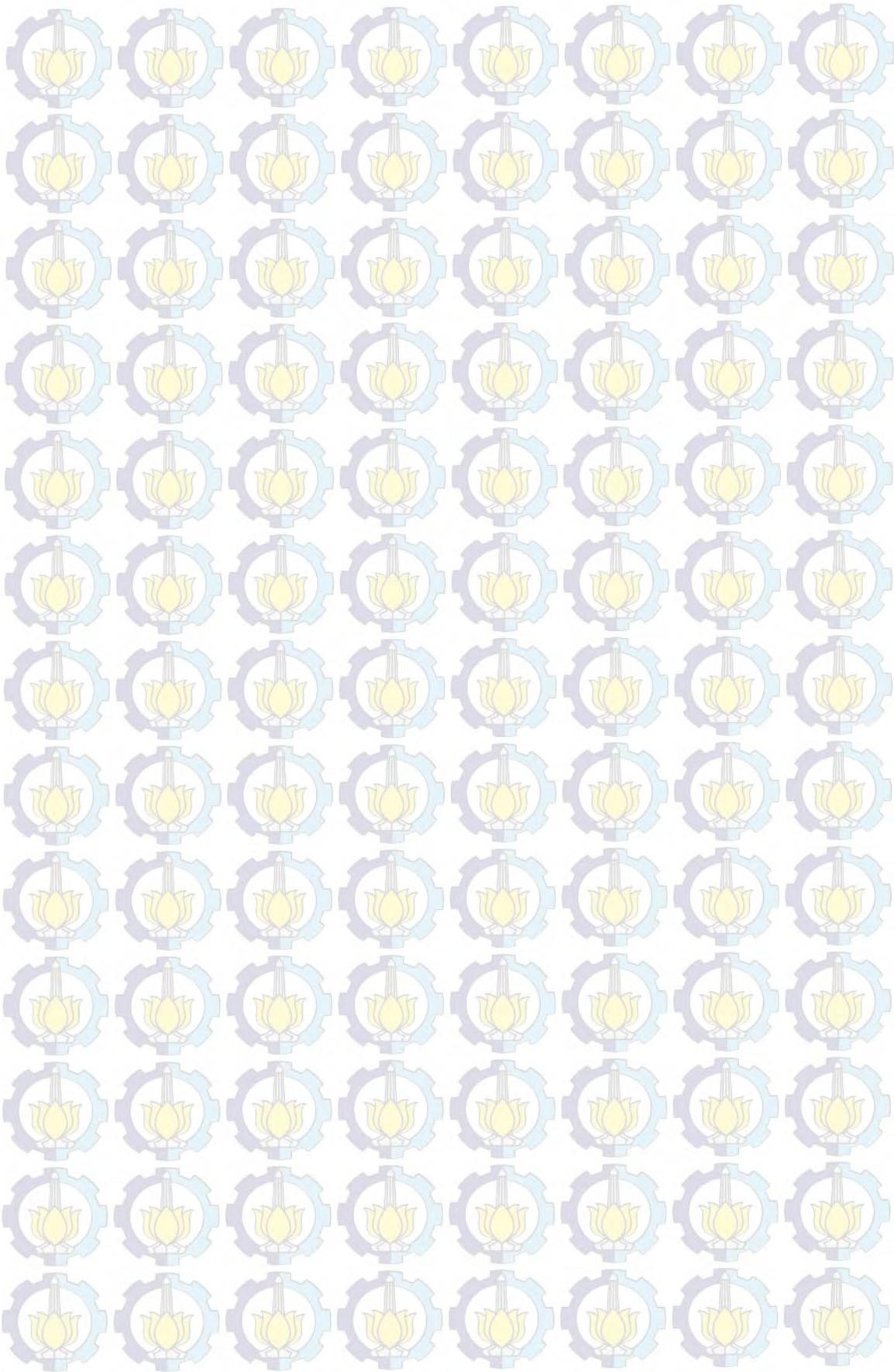
Matriks Varians Kovarians Residual ( $\Sigma_a$ ) Hasil Pengolahan Minitab

**Covariances: res1 TVECM 3 rez, res2 TVECM 3 rez**

	res1 TVECM 3 rez	res2 TVECM 3 rez
res1 TVECM 3 rez	30243884	
res2 TVECM 3 rez	-1504377	97838983

$$SBC = 94 \ln \left| \begin{bmatrix} 30243884 & -1504377 \\ -1504377 & 97838983 \end{bmatrix} \right| + 72 \ln 94$$

$$SBC = 3675,67$$



## DAFTAR LAMPIRAN

No.Lampiran	Judul Lampiran	Hal
Lampiran 1	Data Penelitian	89
Lampiran 2	Plot <i>Time Series</i> Data Variabel-Variabel Penelitian	91
Lampiran 3	Output Uji Panjang Lag Optimum dan Kausalitas Granger	92
Lampiran 4	Output Uji Stasioneritas Data	93
Lampiran 5	Model Kointegrasi	97
Lampiran 6	Output VECM	98
Lampiran 7	Uji Signifikansi Keberadaan <i>Threshold</i>	99
Lampiran 8	Output <i>Threshold Vector Error Correction Model</i> 2 Rezim	100
Lampiran 9	Output <i>Threshold Vector Error Correction Model</i> 3 Rezim	101
Lampiran 10	Output Model VAR (5)	102
Lampiran 11	Macro Minitab untuk Uji Residual Berdistribusi <i>Normal Multivariate</i>	103
Lampiran 12	Syntax Program SAS untuk Uji Asumsi Residual <i>White Noise</i>	104
Lampiran 13	Output Hasil Uji Residual Berdistribusi <i>Multivariate Normal</i>	105
Lampiran 14	Output Hasil Uji Residual <i>White Noise</i> Model VECM dengan <i>Portmanteau Test</i>	107
Lampiran 15	Output Hasil Uji Residual <i>White Noise</i> dengan Melihat AIC Terkecil model VARMA	108
Lampiran 16	Penghitungan Kriteria Kebaikan Model	111



## DAFTAR PUSTAKA

- Aliman dan Purnomo (2001), “Kausalitas Antara Ekspor dan Pertumbuhan Ekonomi”, *Jurnal Ekonomi dan Bisnis Indonesia*, Vol 16, No. 2
- Aprilia, A., Anindita, R., Syafrial, Tsai, G., dan Hsien, Li. (2014), “ Threshold Cointegration Pada Pasar Jagung di Indonesia”, *AGRISE*, Vol. XIV, No. 1, Januari 2014, Hal 1-13.
- Balke, NS, dan Fomby TB. (1997), “Threshold Cointegration”, *International Economic Review*, Vol. 38, Hal. 627-645
- Batchelor, R. (2000), *Eviews Tutorial: Cointegration and Error Correction*, Lecture handout: City University Business School, London.
- Bhagwati (1988), “Export-Promoting Trade Strategi: Issues and Evidence”, *The World Bank Research Observer*, Vol.3, No.1, Hal 27-57
- Bildrici, Melike dan Aykac (2008), “The Relationship Between Wages and Productivity: TAR Unit Root and TAR Cointegration Approach”, *International Journal of Applied Econometrics and Quantitative Studies*, Vol 5-1, Hal 93-110.
- Binh, Phung, (2011), “Energy Consumption and Economic Growth in Vietnam: Threshold Cointegration and Causality Analysis”, *International Journal of Energy Economics and Policy*, Vol.1, No.1, Hal 1-17
- Chen, Choi, dan Hong, (2013), “How Smooth is Price Discovery? Evidence from Cross-Listed Stock Trading”, *Journal of International Money and Finance*, Vol 32, Hal 668-699
- Dube, Smile dan Zhou, Yan, (2013), “South Africa’s Short and Long Term Interest Rates: A Threshold Cointegration Analysis”, *Bussines and Economic Research*, Vol.3 , No.1, Hal 187-211
- Enders, W. (2004), *Applied Econometric Time Series 2nd Edition.*, John Wiley & Sons Inc, New York.
- Engle, R.F dan Yoo, B.Y. (1987), “Forecasting and Testing in Co-Integrated Systems”, *Journal of Econometrics*, Vol. 35, Hal. 143-159.
- Esteve, V. dan Prats, M.A. (2010), “Threshold Cointegration and Nonlinear Adjustment between Stock Prices and Dividends”, *Applied Economics Letters*, Vol. 17, Hal. 405-410.
- Granger, C.W.J. (1969),” Investigating Causal Relations by Econometric Models

and Cross-Spectral Methods”, *Econometrica*, 428-438

Granger, C.W.J dan Terasvirta (1993), *Modelling Nonlinear Economic Relationships (Advanced Texts in Econometrics)*, Oxford: Oxford University Press

Grasso, M, (2010), “Three-Regime Threshold Error Correction Models and the Law of One Price: The Case of European Electricity Markets”, *Working Paper n.30*

Grossman dan Helpman (1990), “Trade, Innovation, and Growth”, *The American Economic Review*, Vol.80, No.2, Hal 86-91

Gujarati, D. (2004), *Basic Econometric*, McGraw-Hill, New York.

Hansen, BE dan Seo, B. (2002), “Testing Two-Regime Threshold Cointegration in Vector Error Correction Models”, *Journal of Econometrics*, Vol. 110, hal. 293-318.

Ihle dan Cramon, Von (2008a), *Nonlinear Vector Error Correction Model in Price Transmission Analysis: Threshold Models vs. Markov-Witching Models*, 12<sup>th</sup> Congress of the European Association of Agricultural Economists, Germany.

Ihle, R. dan Cramon, Von. (2008b), “A Comparison of Threshold Cointegration and Markov-Switching Vector Error Correction Models in Price Transmission Analysis”, *Proceedings of the NCCC-134 Conference on Applied Commodity Price Analysis, Forecasting, and Market Risk Management*, St. Louis, Missouri.

Iqbal, Hameed, dan Devi (2012), “ Relationship between Export and Economic Growth of Pakistan”, *European Journal of Social Sciences*, Vol.32, No.3, Hal 453-460

Johnson, R.A. dan Wichern D.W., (2002), *Applied Multivariate Statistical Analysis*, 7th edition, New Jersey, Prentice Hall

Khan, Malik, dan Hasan, (1995), “ Export, Growth, and Causality: An Application of Co-integration and Error-Correction Modelling”, *The Pakistan Development Review* 34:4, Part III (Winter 1995) , Hal 1001-1012.

Kim, V. Dan Liew, S. (2004), “Which Lag Length Selection Criteria Should We Employ?”, *Economic Bulletin*, Vol.3, No.33, Hal. 1-9.

Larsen, B. (2012), *A Threshold Cointegration Analysis of Norwegian Interest Rates*, Tesis, University of Tromsø, Norwegia.

Lihan dan Yogi, (2003), “Analisis Perkembangan Ekspor dan Pengaruhnya

- terhadap Pengaruhnya terhadap Pertumbuhan Ekonomi di Indonesia”, *Jurnal Ekonomi dan Bisnis*, No1, Jilid 8, Hal 15-21
- Lo, M., Zivot, E., (2001), “Threshold cointegration and nonlinear adjustment to the law of one price” *Macroeconomic Dynamics* 5, Hal 533–576.
- Mehrara dan Firouzjaee (2011), “ Granger Causality Relationship between Export Growth and GDP Growth in Developing Countries: Panel Cointegration Approach”, *International Journal of Humanities and Social Science*, Vol 1, No.16, Hal 223- 231
- Merkusheva, N dan Rapsomanikis, G, (2014), “Nonlinear Cointegration in the Food-Ethanol-Oil System Evidence from Smooth Threshold Vector Error Correction Models”, *ESA Working Paper*, No.14-01, Agricultural Development Economics Division, Food and Agriculture Organization of the United Nations
- Mishra (2011), “Dynamics of Relationship between Exports and Economic Growth in India”, *International Journal of Economic Science and Applied Research*, Vol. 4, No.2, Hal 53-70
- Piccillo, G. (2006), *Nonlinearities in The Relationship Between The Fundamentals and The Exchange Rates*, Mase Thesis Project, University of Liverpool, Liverpool.
- Shan dan Tian (1998), “Causality between Exports and Economic Growth: The Empirical Evidence from Shanghai”, *Australian Economic Papers*, 37(2), Hal 195-202
- Silaghi (2009), “Exports-Economic Growth Causality: Evidence from CEE Countries”, *Romanian Journal of Economic Forecasting-2/2009*, Hal 105-117
- Stigler, M. (2010). *Threshold Cointegration: Overview and Implementation in R*, (online), (<http://cran.r-project.org/package=tsDyn>, diakses 15 September 2014).
- Syahnur, Sofyan, (2012), “Modelling Indonesian Oil And Gas Export”, *Economic Journal of Emerging Markets*, April 2012 4(1), Hal 25-36
- Todaro, M.P, (2000), *Ekonomi untuk Negara Berkembang*, Bumi Aksara, Jakarta
- Vineet, V. (2004), *Unit Root Test: Result from Recent Test Applied to Select Indian Macroeconomic Variabels*, Working Paper, Indian Institute of Management, Ahmedabad.
- Wei, W.W.S. (2006), *Time Series Analysis Univariate and Multivariate Method, Second Edition*. Pearson Addison Wesley, USA



## BIOGRAFI PENULIS



Penulis lahir di Jakarta, pada 5 Maret 1987, anak ke dua dari tiga bersaudara. Pendidikan formal yang pernah ditempuh oleh penulis adalah SD Negeri Pedurenan 1 Bekasi (1992-1998), SMP Negeri 11 Bekasi (1998-2001), SMA Negeri 6 Bekasi (2001-2004), D-IV Sekolah Tinggi Ilmu Statistik Jakarta (2004-2008). Setelah menyelesaikan program studi D-IV, penulis bekerja di Badan Pusat Statistik Kabupaten Kepulauan Sula Provinsi Maluku Utara (2009-sekarang). Pada pertengahan tahun 2013 penulis mendapatkan kesempatan untuk melanjutkan pendidikan S2 di Jurusan Statistika Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam (FMIPA) di Institut Teknologi Sepuluh Nopember (ITS) Surabaya. Jika ingin berdiskusi tentang tesis ini, penulis dapat dihubungi melalui alamat email: [gama Putra.bps@gmail.com](mailto:gama Putra.bps@gmail.com).