

**PENERAPAN *AUTOREGRESSIVE DISTRIBUTED LAG*
(ARDL) DALAM MEMODELKAN PENGARUH HARGA
MINYAK DUNIA DAN JUMLAH UANG BEREDAR
TERHADAP INFLASI DI INDONESIA**

SKRIPSI

Sebagai salah satu syarat untuk memperoleh gelar
Sarjana Sains dalam bidang Statistika

Oleh :

SUAIBATUL ISLAMIYAH
0610950054-95



**PROGRAM STUDI STATISTIKA
JURUSAN MATEMATIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN
ALAM
UNIVERSITAS BRAWIJAYA
MALANG
2013**

UNIVERSITAS BRAWIJAYA



LEMBAR PENGESAHAN SKRIPSI

**PENERAPAN *AUTOREGRESSIVE DISTRIBUTED LAG*
(ARDL) DALAM MEMODELKAN PENGARUH HARGA
MINYAK DUNIA DAN JUMLAH UANG BEREDAR
TERHADAP INFLASI DI INDONESIA**

**Oleh:
SUAIBATUL ISLAMİYAH
0610950054-95**

**Setelah dipertahankan di depan Majelis Penguji
pada tanggal 1 Februari 2013
dan dinyatakan memenuhi syarat untuk memperoleh gelar
Sarjana Sains dalam bidang Statistika**

Pembimbing I,

Pembimbing II,

**Samingun Handoyo, S.Si., M.Cs.
NIP. 197304151998021002**

**Eni Sumarminingsih, S.Si., M.M.
NIP. 197705152002122009**

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

**Dr. Abdul Rouf Alghofari, M.Sc.
NIP. 196709071992031001**

UNIVERSITAS BRAWIJAYA



LEMBAR PERNYATAAN

Saya yang bertanda tangan di bawah ini:

Nama : Suaibatul Islamiyah
NIM : 0610950054-95
Jurusan : Statistika
Penulis Skripsi berjudul : Penerapan *Autoregressive Distributed Lag (Ardl)* dalam Memodelkan Pengaruh Harga Minyak Dunia dan Jumlah Uang Beredar Terhadap Inflasi di Indonesia

Dengan ini menyatakan bahwa :

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

Demikian pernyataan ini dibuat dengan segala kesadaran.

Malang, 1 Februari 2013

Yang menyatakan,

Suaibatul Islamiyah
NIM. 0610950054-95

UNIVERSITAS BRAWIJAYA



**PENERAPAN *AUTOREGRESSIVE DISTRIBUTED LAG*
(ARDL) DALAM MEMODELKAN PENGARUH HARGA
MINYAK DUNIA DAN JUMLAH UANG BEREDAR
TERHADAP INFLASI DI INDONESIA**

ABSTRAK

Inflasi adalah kecenderungan meningkatnya harga barang secara umum dan kontinu. Indonesia mengimpor minyak karena hasil minyak dalam negeri tidak mencukupi. Saat harga minyak dunia naik, tentu akan berdampak terhadap negara pengimpor minyak termasuk Indonesia. Kelebihan uang yang beredar di pasar juga dapat menyebabkan inflasi. Tujuan dari penelitian ini adalah untuk mengetahui pengaruh harga minyak dunia dan jumlah uang yang beredar terhadap inflasi di Indonesia. Model yang digunakan adalah Model *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL). Jika variabel di dalam model ARDL, baik variabel terikat maupun variabel bebas memiliki akar unit, biasanya *error* juga akan mengandung akar unit. Pada keadaan ini muncul regresi lancung (*spurious regression*). Namun sering ditemukan, *error* tidak mengandung tren meskipun variabel terikat dan bebas mengandung tren. Keadaan ini disebut terjadi kointegrasi antar variabel. Jika variabel terikat dan bebas tidak stasioner dan tidak berkointegrasi, model yang digunakan adalah ARDL terhadap data yang telah stasioner. Hasil pengujian menunjukkan bahwa tidak terdapat kointegrasi antar variabel dan model yang didapatkan menunjukkan bahwa variabel jumlah uang beredar berpengaruh signifikan terhadap inflasi.

Kata Kunci: Autoregresi Distribusi Lag, ARDL, Kointegrasi

UNIVERSITAS BRAWIJAYA



APPLICATION AUTOREGRESSIVE DISTRIBUTED LAG (ARDL) FOR MODELING THE EFFECT OF WORLD OIL PRICES AND THE MONEY SUPPLY TO INFLATION IN INDONESIA

ABSTRACT

Inflation is the rising trend of prices of goods in general and continuous. Indonesia is an oil producer, but still imports oil from other countries because oil production in Indonesia is below 1m barrels per day, while the need is over 1m barrels per day. When oil prices go up, it will certainly have an impact on oil importing countries, including Indonesia. Excess money supply in the market can also cause inflation. The purpose of this research was to determine the effect of world oil prices and the money supply to inflation in Indonesia. The model used is Model Autoregressive Distributed Lag (ARDL). If the variables in the ARDL models, both the dependent variable and the independent variables have unit roots, usually error will also contain a unit root. In this situation appears spurious regression. But often, the error does not contain trend despite the dependent variable and the independent variables has trends. This is called cointegrated among variables. If the dependent variable and independent not stationary but no cointegrated, the model used is the ARDL of variables that have been stationary. Test results show that there is no cointegration and the models obtained show that the money supply significantly influence to inflation.

Keywords : *Autoregressive Distributed Lag, ARDL, Cointegration*

UNIVERSITAS BRAWIJAYA



KATA PENGANTAR

Segala puji dan syukur penulis panjatkan ke hadirat Allah SWT atas segala limpahan kasih, rahmat dan anugerahNya, sehingga penulis mampu menyelesaikan skripsi yang berjudul “Penerapan *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL) dalam Memodelkan Pengaruh Harga Minyak Dunia Dan Jumlah Uang Beredar Terhadap Inflasi di Indonesia”.

Penulis mengucapkan terimakasih pada semua pihak yang telah membantu penyelesaian skripsi ini, terutama kepada:

1. Bapak Samingun Handoyo, S.Si., M.Cs., selaku Dosen Pembimbing I atas bimbingan dan nasehat yang diberikan selama penulisan skripsi.
2. Ibu Eni Sumarminingsih, SSi, M.M., selaku Dosen Pembimbing II atas bimbingan dan pengarahan yang diberikan selama penulisan skripsi.
3. Ibu Ir. Heni Kusdarwati, MS., selaku Dosen Penguji.
4. Bapak Dr. Abdul Rouf Alghofari, M.Sc., selaku Ketua Jurusan Matematika Universitas Brawijaya.
5. Ibu, Ayah, Kakak, Adik dan semua keluarga atas semua doa, kesabaran, dukungan, kasih sayang dan perhatian yang tanpa batas.
6. Ali Saleh Alamudi dan Hadi Wiyono atas dukungan baik moral maupun material.
7. Dian Fidya Stefani, Handayu Putrindi dan teman-teman Program Studi Statistika seluruh angkatan atas semangat, bantuan dan persahabatannya.
8. Semua pihak yang tidak dapat penulis sebutkan satu per satu yang telah banyak membantu dan memberikan motivasi selama penulisan skripsi ini.

Penulis menyadari bahwa skripsi ini masih jauh dari sempurna. Oleh karena itu dengan segala kerendahan hati penulis mengharap kritik dan saran yang membangun. Penulis berharap semoga skripsi ini dapat bermanfaat bagi penulis dan pembaca.

Malang, Februari 2013

Penulis

UNIVERSITAS BRAWIJAYA



DAFTAR ISI

	Halaman
HALAMAN JUDUL	i
LEMBAR PENGESAHAN	iii
LEMBAR PERNYATAAN	v
ABSTRAK	vii
ABSTRACT	ix
KATA PENGANTAR	xi
DAFTAR ISI	xiii
DAFTAR GAMBAR	xvii
DAFTAR TABEL	xix
DAFTAR LAMPIRAN	xxi
BAB I PENDAHULUAN	1
1.1 Latar Belakang Masalah.....	1
1.2 Rumusan Masalah.....	3
1.3 Batasan Masalah.....	4
1.4 Tujuan Penelitian	4
1.5 Manfaat Penelitian.....	4
BAB II TINJAUAN PUSTAKA	5
2.1 Regresi Linier	5
2.1.1 Pengertian Regresi Linier	5
2.1.2 Pengertian Regresi Linier Sederhana.....	5
2.1.3 Pengertian Regresi Linier Berganda	6
2.2 Pendugaan Parameter Metode Kuadrat Terkecil (<i>Ordinary Least Square Method</i>)	6
2.3 Asumsi Klasik	9
2.3.1 Error Menyebarkan Normal dengan Rata-Rata Nol dan Ragam.....	9
2.3.2 Ragam dari <i>Error</i> Bersifat Homogen (<i>Homoskedastic</i>)	10
2.3.3 <i>Error</i> Tidak Mengalami Autokorelasi (Non Autokorelasi)	11
2.3.4 Tidak Terjadi Multikolinieritas Antar Variabel Bebas X (Non-Multikolinieritas)	13
2.4 Pengujian Parameter	14
2.4.1 Uji Simultan	14
2.4.2 Uji Parsial	14

2.5 Stasioneritas Data	15
2.5.1 Stasioneritas Pada Ragam.....	16
2.5.2 Stasioneritas Pada Rata-Rata	17
2.6 Metode Box-Jenkins	19
2.7 Uji Kointegrasi	20
2.7.1 Metode <i>Bounds Testing Cointegration</i>	20
2.7.2 Metode Uji Engle-Granger	21
2.8 <i>Autoregressive Distributed Lag</i> (ARDL).....	22
2.9 Penentuan Panjang Lag ARDL	24
BAB III METODE PENELITIAN.....	25
3.1 Sumber Data	25
3.2 Metode.....	25
BAB IV HASIL DAN PEMBAHASAN.....	27
4.1 Plot Data	27
4.2 Uji Stasioneritas	29
4.2.1 Uji Stasioneritas Pada Ragam.....	29
4.2.2 Uji Stasioneritas Pada Rata-Rata	31
4.3 Uji Kointegrasi.....	32
4.3.1 Metode Engle-Granger.....	33
4.3.2 Metode <i>Bound Testing Cointegration</i>	33
4.4 Penentuan Panjang Lag	33
4.5 Pemodelan	34
4.6 Pengujian parameter	35
4.6.1 Uji Simultan	35
4.6.2 Uji Parsial.....	36
4.7 Asumsi Klasik.....	36
4.7.1 Kenormalan Galat	37
4.7.2 Ragam Galat Homogen (Non Heterokedastisitas).....	37
4.7.3 Non Autokorelasi	38
BAB V KESIMPULAN DAN SARAN.....	41
5.1 Kesimpulan	41
5.2 Saran.....	41

DAFTAR PUSTAKA..... 43

LAMPIRAN..... 47

UNIVERSITAS BRAWIJAYA



UNIVERSITAS BRAWIJAYA



DAFTAR GAMBAR

Halaman

Gambar 3.1	Diagram Alir Penelitian.....	26
Gambar 4.1	Plot Variabel Inflasi	27
Gambar 4.2	Plot Variabel Harga Minyak Dunia.....	28
Gambar 4.3	Plot Variabel Jumlah Uang Beredar.....	29
Gambar 4.4	<i>Normality Test of Residual</i>	37



UNIVERSITAS BRAWIJAYA



DAFTAR TABEL

	Halaman
Tabel 4.1 Hasil <i>Box-Cox Transformation</i>	29
Tabel 4.2 Hasil <i>Box-Cox Transformation</i> Setelah Transformasi	30
Tabel 4.3 Hasil <i>Unit Root Test</i> pada Level.....	31
Tabel 4.4 Hasil <i>Unit Root Test</i> pada <i>difference</i>	32
Tabel 4.5 Panjang Lag Optimal	34
Tabel 4.6 <i>Analysis of Variance</i>	36
Tabel 4.7 Hasil Pengujian Parameter	36
Tabel 4.8 Nilai Uji Glejser	38
Tabel 4.9 Hasil Uji Breusch-Godfrey	39



UNIVERSITAS BRAWIJAYA



DAFTAR LAMPIRAN

	Halaman
Lampiran 1. Data Bulanan Inflasi di Indonesia (dalam %), Harga Minyak Dunia (dalam Dolar per Barrel) dan Jumlah Uang Beredar (dalam milyar Rupiah) Periode Tahun 1975-2011.....	47
Lampiran 2. Hasil Transformasi Box-Cox Variabel Inflasi	49
Lampiran 3. Hasil Transformasi Box-Cox Variabel Harga Minyak Dunia.....	50
Lampiran 4. Hasil Transformasi Box-Cox Variabel Jumlah Uang Beredar.....	51
Lampiran 5. ADF Test variabel LINF Pada Level Data	53
Lampiran 6. ADF Test variabel LINF Pada Level <i>First Difference</i>	54
Lampiran 7. ADF Test variabel L HAR Pada Level Data	55
Lampiran 8. ADF Test variabel L HAR Pada Level <i>First Difference</i>	56
Lampiran 9. ADF Test variabel TJUB Pada Level Data	57
Lampiran 10. ADF Test variabel L HAR Pada Level <i>First Difference</i>	58
Lampiran 11. Hasil Uji Kointegrasi <i>Metode Bound Testing Cointegration</i>	59
Lampiran 12. Estimasi Parameter Regresi LINF dengan LINF(-1).....	60
Lampiran 13. Estimasi Parameter Regresi LINF dengan DL HAR	61
Lampiran 14. Estimasi Parameter Regresi LINF dengan DL HAR dan DL HAR(-1).....	62
Lampiran 15. Estimasi Parameter Regresi LINF dengan DTJUB	63
Lampiran 16. Estimasi Parameter Regresi LINF dengan DTJUB dan DTJUB(-1).....	64
Lampiran 17. <i>Analysis of Varisnce</i>	65
Lampiran 18. Uji Normalitas Galat (Uji Jarque Bera).....	66
Lampiran 19. Uji Non Heterokedastisitas (Uji Glejser)	67
Lampiran 20. Uji Non Autokorelasi (Uji Breusch-Godfrey) ...	68

UNIVERSITAS BRAWIJAYA



BAB I

PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang

Inflasi adalah kecenderungan meningkatnya harga barang secara umum dan kontinu. Kenaikan harga dari satu atau dua barang saja tidak dapat disebut inflasi kecuali bila kenaikan itu meluas (mengakibatkan kenaikan harga) pada barang lainnya (Rahardja, 1997). Inflasi dapat disebabkan oleh dua hal, yaitu tarikan permintaan (kelebihan likuiditas/uang/alat tukar) dan tekanan produksi dan/atau distribusi (produksi (*product or service*) dan/atau distribusi yang tidak mencukupi).

Inflasi tarikan permintaan terjadi karena suatu kenaikan dalam permintaan total ketika perekonomian dalam situasi *full employment* yang biasanya lebih disebabkan oleh rangsangan volume likuiditas yang berlebihan di pasar. Hal tersebut disebabkan oleh banyak faktor, beberapa yang utama adalah kemampuan bank sentral dalam mengatur peredaran jumlah uang, kebijakan suku bunga bank sentral, sampai dengan aksi spekulasi yang terjadi di sektor industri keuangan. Inflasi tekanan terjadi akibat adanya kelangkaan produksi dan/atau juga termasuk adanya kelangkaan distribusi, walau permintaan secara umum tidak ada perubahan yang meningkat secara signifikan.

Indonesia merupakan negara penghasil minyak, akan tetapi masih mengimpor minyak dari negara lain. Ada beberapa alasan Indonesia mengimpor minyak, pertama untuk mendapatkan keuntungan yang lebih besar. Kualitas minyak yang dihasilkan oleh pertambangan minyak di Indonesia lebih baik daripada di Timur Tengah, demikian pula untuk harga per barrelnya. Karena alasan tersebut, Pertamina telah memperkirakan dan mempertimbangkan untuk menjual minyak ke Eropa dan Amerika, kemudian mengimpor minyak dari Timur Tengah yang harganya lebih murah. Kedua, produksi minyak di Indonesia sudah di bawah 1jt barrel per hari, sedangkan kebutuhan sudah di atas 1jt barrel per hari, sehingga Indonesia memang perlu mengimpor minyak dari negara lain untuk memenuhi kebutuhan dalam negeri. Saat harga minyak dunia

berfluktuasi, tentunya akan berdampak terhadap negara pengimpor minyak termasuk Indonesia.

Harga minyak dapat mengakibatkan harga barang-barang naik, sehingga harga minyak dapat dimasukkan sebagai pemicu inflasi. Selain itu, seperti yang telah disebutkan sebelumnya tentang penyebab inflasi, kelebihan uang yang beredar di pasar juga dapat menyebabkan inflasi. Jakaria (2008), dengan menggunakan analisis regresi dapat menunjukkan adanya pengaruh yang signifikan dari variabel Jumlah Uang Beredar terhadap Inflasi.

Inflasi, selain dipengaruhi oleh harga minyak dunia dan jumlah uang beredar, juga terdapat kemungkinan dipengaruhi oleh dirinya sendiri pada periode sebelumnya. Sehingga pada penelitian ini akan digunakan model *Autoregressive Distributed Lag* (ARDL).

LeBlanc dan Chinn, 2004, menunjukkan pengaruh harga minyak terhadap inflasi di beberapa negara. Karena kondisi negara-negara tersebut berbeda, maka selain menggunakan prediktor harga minyak, mereka menggunakan variabel tingkat suku bunga dan tingkat pengangguran. Variabel tingkat suku bunga untuk mewakili perbedaan kebijakan moneter dari negara-negara tersebut. Sedangkan variabel tingkat pengangguran untuk mewakili perbedaan perekonomian dari negara-negara tersebut. Dengan menggunakan *Autoregressive Distribution Lag* (ARDL), dapat diketahui bahwa perubahan harga minyak hanya memiliki efek sederhana terhadap inflasi Amerika Serikat, Inggris, Perancis, Jerman dan Jepang. Di Eropa, inflasi lebih sensitif terhadap harga minyak di dibandingkan di Amerika Serikat dan di beberapa negara pengaruh harga minyak terhadap inflasi lebih kecil.

Model Autoregresi Distribusi Lag (ARDL) adalah model regresi yang memasukkan nilai variabel yang menjelaskan baik nilai masa kini atau nilai masa lalu (lag) dari variabel tak bebas sebagai salah satu variabel penjelas (Gujarati, 1995). Model ARDL sangat berguna dalam ekonometrik empiris, karena membuat teori ekonomi yang bersifat statis menjadi dinamis dengan memperhitungkan peranan waktu secara eksplisit.

Pada regresi linier, jika variabel terikat dan bebas tidak stasioner, akan menyebabkan keadaan yang disebut regresi

semu/regresi lancung (*spurious regression*). Dalam keadaan ini, meskipun tidak terdapat hubungan antara variabel terikat dan variabel bebas, estimator *Ordinary Least Square* (OLS) akan menyatakan parameter-parameternya signifikan dengan nilai koefisien determinasi R^2 yang relatif besar. Dari kasus regresi lancung ini, analisis regresi tidak dapat digunakan pada variabel runtut waktu yang berakar unit, kecuali jika variabel-variabel tersebut berkointegrasi (Rosadi, 2011).

Jika variabel-variabel dalam regresi linier, baik variabel terikat maupun variabel bebas memiliki akar unit, biasanya *error* juga akan mengandung akar unit. Pada keadaan ini muncul regresi lancung. Namun seringkali ditemukan bahwa *error* tidak mengandung tren, dan meskipun variabel terikat maupun variabel bebas mengandung tren, nilainya tidak terlalu divergen antara satu dengan lainnya. Keadaan seperti ini sering disebut sebagai kasus variabel terikat berkointegrasi dengan variabel bebas. Dengan demikian, jika terjadi kointegrasi, masalah regresi lancung akan hilang.

Dalam keadaan dimana variabel terikat dan bebas tidak stasioner namun berkointegrasi, model yang cocok digunakan adalah *Error Correction Model* (ECM). Sedangkan pada keadaan dimana variabel terikat dan bebas tidak stasioner dan tidak berkointegrasi, model yang digunakan adalah model ARDL antara variabel terikat dan bebas yang telah ditransformasi (Rosadi, 2011).

1.2 Rumusan Masalah

Berkaitan dengan pemaparan pada latar belakang, rumusan masalah pada penelitian ini yaitu:

1. Bagaimana penerapan metode *Autoregressive Distribution Lag* (ARDL) untuk analisis pengaruh harga miyak dunia dan jumlah uang beredar terhadap inflasi di Indonesia?
2. Bagaimana pengaruh harga minyak dunia dan jumlah uang beredar terhadap inflasi di Indonesia?

1.3 Batasan Masalah

Batasan masalah pada penelitian ini adalah:

1. Variabel bebas yang digunakan adalah harga minyak dunia dan jumlah uang beredar.
2. Metode pendugaan parameter yang digunakan adalah (*Ordinary Least Square*) OLS.

1.4 Tujuan Penelitian

Tujuan dari penelitian ini adalah:

1. Mengetahui penerapan metode *Autoregressive Distribution Lag* (ARDL) untuk analisis pengaruh harga minyak dunia dan jumlah uang beredar terhadap inflasi di Indonesia.
2. Mengetahui pengaruh harga minyak dunia dan jumlah uang beredar terhadap inflasi di Indonesia.

1.5 Manfaat Penelitian

Manfaat dari penelitian ini adalah:

1. Mengetahui besarnya pengaruh harga minyak dan jumlah uang beredar terhadap inflasi di Indonesia, sehingga informasi ini dapat digunakan pemerintah untuk menentukan kebijakan terhadap harga minyak di Indonesia agar bisa menekan laju inflasi.
2. Sebagai bahan pertimbangan dan referensi penelitian-penelitian selanjutnya yang ada kaitannya dengan masalah ini.

BAB II TINJAUAN PUSTAKA

2.1 Regresi Linear

2.1.1 Pengertian Regresi Linier

Regresi linier adalah metode statistika yang digunakan untuk membentuk model hubungan antara variabel respon dengan satu atau lebih variabel bebas. Regresi linier dibedakan menjadi 2, yaitu regresi linier sederhana dan regresi linier berganda.

Analisis regresi setidaknya-tidaknya memiliki 3 kegunaan, yaitu untuk tujuan deskripsi dari fenomena data atau kasus yang sedang diteliti, untuk tujuan kontrol, serta untuk tujuan prediksi. Regresi mampu mendeskripsikan fenomena data melalui terbentuknya suatu model hubungan yang bersifat numerik. Regresi juga dapat digunakan untuk melakukan pengendalian (kontrol) terhadap suatu kasus atau hal-hal yang sedang diamati melalui penggunaan model regresi yang diperoleh. Selain itu, model regresi juga dapat dimanfaatkan untuk melakukan prediksi untuk variabel terikat. Namun yang perlu diingat, prediksi di dalam konsep regresi hanya boleh dilakukan di dalam rentang data dari variabel-variabel bebas yang digunakan untuk membentuk model regresi tersebut.

2.1.2 Regresi Linier Sederhana

Regresi linear sederhana adalah regresi linear yang hanya melibatkan dua variabel yaitu variabel bebas X dan variabel tak bebas Y (Hasan, 2005). Model regresi linear sederhana dari Y terhadap X ditulis dalam bentuk:

$$Y_i = \alpha + \beta X_i + \varepsilon_i \quad (2.1)$$

di mana

Y_i : peubah respon

X_i : peubah prediktor

ε : *error* (galat)

β : parameter koefisien regresi

i : pengamatan ke- i ($i = 1, 2, \dots, n$)

n : banyak pengamatan

2.1.3 Regresi Linier Sederhana

Regresi linear berganda adalah regresi linier yang variabel tak bebasnya (Y) dihubungkan lebih dari satu variabel bebas ($X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$) (Hasan, 2005).

Bentuk umum model regresi linear berganda :

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \beta_3 X_{i3} + \dots + \beta_k X_{ik} + \varepsilon_i \quad (2.2)$$

dimana

- Y_i : variabel tak bebas
- β_0 : intersep
- $\beta_1, \beta_2, \beta_3, \dots, \beta_n$: koefisien regresi
- $X_{i1}, X_{i2}, X_{i3}, \dots, X_{in}$: variabel bebas
- ε_i : *error* (galat)
- i : pengamatan ke- i ($i = 1, 2, \dots, n$)
- n : banyak pengamatan

Pendugaan parameter regresi yang sering digunakan adalah metode *Ordinary Least Squares* (OLS) atau biasa disebut juga dengan Metode Kuadrat terkecil (MKT).

2.2 Pendugaan Parameter Metode Kuadrat Terkecil (*Ordinary Least Square Method*)

Metode kuadrat terkecil adalah metode yang digunakan untuk menaksir β . Prinsip dasar metode kuadrat terkecil adalah meminimumkan jumlah kuadrat galat.

Fungsi kuadrat galat:

$$S(\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k) = \sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2 = \sum_{i=1}^n \left(y_i - \beta_0 - \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ij} \right)^2 \quad (2.3)$$

Fungsi S diminumkan terhadap $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \dots, \hat{\beta}_k$, sehingga penaksir kuadrat terkecil dari $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k$ harus memenuhi syarat:

$$\frac{\partial S}{\partial \beta_0} \Big|_{\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_k} = -2 \sum_{i=1}^n \left(y_i - \hat{\beta}_0 - \sum_{j=1}^k \hat{\beta}_j x_{ij} \right) = 0 \quad (2.4)$$

dan

$$\frac{\partial S}{\partial \beta_j} \Big|_{\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1, \dots, \hat{\beta}_k} = -2 \sum_{i=1}^n \left(y_i - \hat{\beta}_0 - \sum_{j=1}^k \hat{\beta}_j x_{ij} \right) x_{ij} = 0 \quad (2.5)$$

Sehingga diperoleh persamaan normal sebagai berikut:

$$\begin{aligned} n\hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \sum_{i=1}^n x_{i1} + \hat{\beta}_2 \sum_{i=1}^n x_{i2} + \dots + \hat{\beta}_k \sum_{i=1}^n x_{ik} &= \sum_{i=1}^n y_i \\ \hat{\beta}_0 \sum_{i=1}^n x_{i1} + \hat{\beta}_1 \sum_{i=1}^n x_{i1} + \hat{\beta}_2 \sum_{i=1}^n x_{i2} + \dots + \hat{\beta}_k \sum_{i=1}^n x_{ik} &= \sum_{i=1}^n x_{i1} y_i \\ \cdot & \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \\ \cdot & \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \\ \cdot & \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \\ \hat{\beta}_0 \sum_{i=1}^n x_{ik} + \hat{\beta}_1 \sum_{i=1}^n x_{i1} + \hat{\beta}_2 \sum_{i=1}^n x_{i2} + \dots + \hat{\beta}_k \sum_{i=1}^n x_{ik} &= \sum_{i=1}^n x_{ik} y_i \end{aligned} \quad (2.6)$$

Akan lebih mudah jika model regresi linier berganda di tunjukkan dalam bentuk notasi matriks. Persamaan normal dalam bentuk matriks dituliskan sebagai berikut:

$$\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (2.7)$$

dimana

$$Y = \begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix}, X = \begin{bmatrix} 1 & x_{11} & \dots & x_{1k} \\ 1 & x_{21} & \dots & x_{2k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_{n1} & \dots & x_{nk} \end{bmatrix}, \beta = \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix} \text{ dan } \varepsilon = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}$$

Dalam hal ini Y adalah variabel respon, X adalah matriks prediktor, β adalah vektor parameter dan ε adalah vektor galat.

Untuk mendapatkan penaksir Y yaitu $\hat{Y} = X\hat{\beta}$ diperlukan nilai penaksir untuk parameter β yaitu $\hat{\beta}$. Salah satu prosedur penaksir yang sering digunakan adalah metode kuadrat terkecil.

$$\begin{aligned} S(\beta) &= \sum_{i=1}^n \varepsilon_i^2 = \varepsilon^T \varepsilon = (Y - X\beta)^T (Y - X\beta) \\ &= Y^T Y - \beta^T X^T Y - Y^T X \beta + \beta^T X^T X \beta \\ &= Y^T Y - 2\beta^T X^T Y + \beta^T X^T X \beta \end{aligned} \quad (2.8)$$

$\beta^T X^T Y$ adalah matriks (1x1) atau sebuah skalar dan transposnya adalah $(\beta^T X^T Y)^T = Y^T X \beta$ merupakan skalar juga. Penaksir kuadrat terkecil harus memenuhi

$$\frac{\partial S}{\partial \beta} \Big|_{\hat{\beta}} = -2X^T Y + 2X^T X \hat{\beta} = 0 \quad (2.9)$$

Disederhanakan menjadi,

$$X^T X \hat{\beta} = X^T Y \quad (2.10)$$

Untuk menyelesaikan persamaan normal ini, kedua sisi persamaan akan dikalikan dengan invers dari $X^T X$. Maka penaksir kuadrat terkecil dari β adalah :

$$[X^T X]^{-1} X^T X \hat{\beta} = [X^T X]^{-1} X^T Y \quad (2.11)$$

$$I \hat{\beta} = [X^T X]^{-1} X^T Y \quad (2.12)$$

$$\hat{\beta} = [X^T X]^{-1} X^T Y \quad (2.13)$$

2.3 Asumsi Klasik

Model regresi yang diperoleh dari metode kuadrat terkecil merupakan model regresi yang menghasilkan *Best Linear Unbiased Estimator* (BLUE). Kondisi BLUE ini akan terjadi jika dipenuhi beberapa asumsi. Asumsi-asumsi tersebut biasanya disebut asumsi klasik regresi linier. Untuk mengetahui apakah koefisien regresi yang kita dapatkan telah sah (benar; dapat diterima), maka kita perlu melakukan pengujian terhadap kemungkinan adanya pelanggaran asumsi klasik tersebut (Kurniawan, 2008).

Asumsi klasik regresi linier adalah asumsi *Error* menyebar normal dengan rata-rata nol dan ragam (*variance*) tertentu, Ragam dari *error* bersifat homogen (*homoskedastic*), *Error* tidak mengalami autokorelasi (Non Autokorelasi), dan tidak terjadi multikolinieritas antar variabel bebas x (non-multikolinieritas).

2.3.1 *Error* Menyebar Normal dengan Rata-Rata Nol dan Ragam (*Variance*) Tertentu

Penulisan matematis dari asumsi ini adalah:

$$\text{Rata-rata} \quad : E(\varepsilon_i) = 0 \quad (2.14)$$

$$\text{Varians} \quad : E(\varepsilon_i^2) = \sigma^2 \quad (2.15)$$

$$\text{Cov}(\varepsilon_i, \varepsilon_j) \quad : E(\varepsilon_i \varepsilon_j) = 0, i \neq j \quad (2.16)$$

Asumsi ini secara ringkas bisa dinyatakan dengan :

$$\varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2)$$

ε merupakan lambang untuk *error*. Sedangkan \sim adalah lambang matematis untuk kalimat “menyebar mengikuti distribusi” dan notasi $N(0, \sigma^2)$ menyatakan distribusi / sebaran normal dengan rata-rata nol dan ragam σ^2 .

Hipotesis dalam uji normalitas adalah:

$$H_0 : \varepsilon \text{ menyebar normal}$$

$$H_1 : \varepsilon \text{ tidak menyebar normal}$$

Pendekatan pengujian menggunakan kepencongkan $\sqrt{b_1}$ dan kurtosis b_2 , diusulkan oleh Jarque dan Bera (1980, 1987) dengan statistik uji:

$$JB = n \left[\frac{(\sqrt{b_1})^2}{6} + \frac{(b_2-3)^2}{24} \right] \quad (2.17)$$

dimana

$$\sqrt{b_1} = \frac{\hat{\mu}_3}{\hat{\mu}_2^{3/2}} \quad (2.18)$$

$$b_2 = \frac{\hat{\mu}_4}{\hat{\mu}_2^2} \quad (2.19)$$

$$\hat{\mu}_j = \frac{\sum (v_i - \bar{v})^j}{N} \quad (2.20)$$

$$\bar{v} = \frac{\sum v_i}{N} \quad (2.21)$$

Statistik Jarque-Bera (JB) secara asimtotis berdistribusi χ^2 . Hipotesis nol akan ditolak apabila statistik JB lebih besar daripada nilai $\chi^2(2)$.

2.3.2 Ragam dari *Error Bersifat Homogen (Homoskedastic)*

Maksud dari ragam bersifat homogen adalah bahwa error memiliki nilai ragam yang sama antara *error* ke-*i* dan *error* ke-*j*. Secara matematis dapat ditulis sebagai berikut:

$$\sigma_{\varepsilon_i}^2 = \sigma_{\varepsilon_j}^2 = \dots = \sigma_{\varepsilon_n}^2 = \sigma_{\varepsilon}^2 \quad (2.22)$$

dimana

i, j : 1, ..., *n*;
n : banyaknya pengamatan

Bagaimanapun juga, *error* sebenarnya berupa data. Hanya saja, sangat sulit atau bahkan tidak mungkin untuk mengetahui nilainya secara pasti. Oleh karena itu, diperlukan suatu penduga dari data *error*. Data penduga yang paling tepat adalah data residual. Setiap nilai dari data residual diharapkan memiliki nilai ragam yang mirip. Apabila *error* memiliki ragam yang homogen, demikian juga seharusnya dengan residualnya.

Hipotesis dalam uji homoskedastisitas adalah:

$$H_0 : \sigma_{\varepsilon_i}^2 = \sigma_{\varepsilon_j}^2 = \dots = \sigma_{\varepsilon_n}^2 = \sigma_{\varepsilon}^2$$

H_1 : Paling tidak ada satu pasang ragam *error* yang tidak sama

Banyak metode statistik yang dapat digunakan untuk menentukan apakah suatu model terbebas dari masalah heteroskedastisitas atau tidak, seperti misalnya Uji White, Uji Park, Uji Glejser, dan lain-lain (Setyadharma, 2010). Dalam penelitian ini akan digunakan Uji Glejser.

Uji Glejser secara umum dinotasikan sebagai berikut:

$$|e| = \beta X + v \quad (2.23)$$

dimana:

- $|e|$: nilai absolut dari residual
- X : variabel penjelas
- β : parameter koefisien regresi

Bila variabel penjelas secara statistik signifikan mempengaruhi residual maka H_0 ditolak atau dapat dipastikan model ini memiliki masalah heteroskedastisitas.

2.3.3 *Error* Tidak Mengalami Autokorelasi (Non Autokorelasi)

Autokorelasi dapat didefinisikan sebagai korelasi antara anggota serangkaian observasi yang diurutkan menurut waktu (Gujarati, 1995). Dalam konteks regresi, model regresi linier klasik mengasumsikan bahwa autokorelasi seperti itu tidak terdapat dalam *error*.

Statistik d dari Durbin-Watson mungkin tidak dapat digunakan untuk mendeteksi autokorelasi dalam model autoregresi, karena nilai d yang dihitung dalam model seperti itu biasanya cenderung mendekati nilai 2. Durbin telah mengusulkan suatu pengujian sampel besar dari autokorelasi dalam model autoregresif.

Hipotesis dalam uji non-autokorelasi adalah:

Hipotesis:

H_0 : $\rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_p = 0$ (Tidak terdapat autokorelasi)

H_1 : minimal ada satu $\rho_i \neq 0$ (Terdapat autokorelasi)

Pengujian yang diusulkan Durbin tersebut statistik h , adalah sebagai berikut (Gujarati, 1995):

$$h = \hat{\rho} \sqrt{\frac{N}{1-N[\text{Var}(\hat{\alpha}_2)]}} \quad (2.24)$$

dimana

N : ukuran sampel

$\text{Var}(\hat{\alpha}_2)$: varian koefisien dari lag Y_{t-1}

$\hat{\rho}$ dapat didekati dengan d yang ditaksir dengan cara sebagai berikut:

$$\hat{\rho} = 1 - \frac{1}{2}d \quad (2.26)$$

Dimana d adalah statistik Durbin-Watson yang biasa.

$$d = \frac{\sum_{t=2}^N (e_t e_{t-1})^2}{\sum_{t=2}^N e_t^2} \quad (2.27)$$

Statistik h mengikuti sebaran normal yang distandarisasikan, yaitu distribusi normal dengan rata-rata 0 dan ragam 1. Nilai kritis h pada tingkat 5% dari tabel distribusi normal adalah 1.645. Jika nilai statistik h lebih kecil dari nilai kritis, maka H_0 diterima atau dapat dinyatakan tidak terdapat autokorelasi dalam *error*.

Selain menggunakan statistik d (Durbin-Watson) juga dapat menggunakan statistik Breusch-Godfrey. Berbeda dengan statistik Durbin-Watson untuk *error* AR (1), uji LM dapat digunakan untuk menguji kesalahan orde tinggi ARMA dan dapat digunakan baik ada atau tidak ada lag dari variabel dependen. Oleh karena itu, Breusch-Godfrey lebih direkomendasikan penggunaannya daripada Durbin-Watson, terutama setiap ada kekhawatiran dengan kemungkinan adanya autokorelasi pada *error*.

Uji ini mengasumsikan bahwa *error* mengikuti autoregresif ordo p (AR(p)), sehingga membentuk model berikut:

$$e_t = \rho_1 e_{t-1} + \rho_2 e_{t-2} + \dots + \rho_p e_{t-p} + u_t \quad (2.28)$$

Statistik Uji :

$$(n - p)R^2 \sim \chi^2(p) \quad (2.29)$$

Hipotesis nol akan ditolak apabila $(n - p)R^2 > \chi^2(p)$ atau jika *p-value* < 5%.

2.3.4 Tidak Terjadi Multikolinieritas Antar Variabel Bebas X (Non-Multikolinieritas)

Multikolinieritas berarti bahwa terjadi korelasi linier yang erat antar variabel bebas. Tentu saja, cara mengujinya bukan dengan mengkorelasikan variabel bebas yang satu dengan variabel bebas yang lain, walaupun cara ini mungkin saja dilakukan, namun dirasa kurang “*powerful*”. Hal ini disebabkan karena walaupun terdapat variabel yang mengalami multikolinieritas, kadang-kadang teknik korelasi tersebut tidak dapat mendeteksinya.

Statistik uji yang tepat adalah dengan *Variance Inflation Factor* (VIF).

$$VIF_j = \frac{1}{1 - R_j^2} \quad (2.30)$$

R_j^2 adalah koefisien determinasi, dimana variabel bebas yang dipilih digunakan sebagai variabel terikat dan variabel bebas lainnya digunakan sebagai variabel bebas (Lind, Marchal dan Wathen, 2008). Nilai VIF yang lebih besar dari 10 mengindikasikan adanya multikolinieritas yang serius.

2.4 Pengujian Parameter Regresi

2.4.1 Uji Simultan

Uji simultan (keseluruhan; bersama-sama) pada konsep regresi linier adalah pengujian mengenai apakah model regresi yang didapatkan benar-benar dapat diterima. Uji simultan bertujuan untuk menguji apakah antara variabel-variabel bebas X dan terikat Y, atau

setidak-tidaknya antara salah satu variabel X dengan variabel terikat Y, benar-benar terdapat hubungan linier (*linear relation*).

Hipotesis yang berlaku untuk pengujian ini adalah:

$$H_0 : \beta_0 = \beta_1 = \dots = \beta_k$$

$$H_1 : \text{minimal ada satu } \beta_i \neq 0 \text{ , dimana } i : 0, 1, 2, \dots, k$$

Penjabaran secara hitungan untuk uji simultan ini dapat ditemui pada tabel ANOVA (*Analysis Of Variance*). Di dalam tabel ANOVA akan ditemui nilai statistik-F.

Statistik uji (Gujarati, 1995):

$$F = \frac{JKR / (k-1)}{JKG / (N-k)} \quad (2.31)$$

dimana

JKR : Jumlah Kuadrat Regresi

JKG : Jumlah Kuadrat Galat

N : Banyaknya pengamatan

k : banyaknya prediktor

Tolak H_0 , jika $F > F_{(k-1, N-k; \alpha)}$. Apabila H_0 ditolak, maka model regresi yang diperoleh dapat digunakan.

2.4.2 Uji Parsial

Uji parsial digunakan untuk menguji apakah sebuah variabel bebas X benar-benar memberikan kontribusi terhadap variabel terikat Y. Dalam pengujian ini ingin diketahui apakah jika secara terpisah, suatu variabel X masih memberikan kontribusi secara signifikan terhadap variabel terikat Y.

Hipotesis untuk uji ini adalah:

$$H_0 : \beta_j = 0$$

$$H_1 : \beta_j \neq 0 \text{ , dimana } j = 0, 1, \dots, k$$

Statistik uji:

$$t_{\text{hitung}} = \frac{b_j}{\text{se}(b_j)} \quad (2.32)$$

Tolak H_0 , jika $|t_{\text{hitung}}| > t_{1-\alpha/2, n-(k+1)}$. Apabila H_0 ditolak, maka variabel bebas X tersebut memiliki kontribusi yang signifikan terhadap variabel terikat Y.

2.5 Stasioneritas Data

Salah satu konsep penting yang harus diingat dalam analisa dengan menggunakan data *time series* adalah kondisi data yang stasioner atau tidak stasioner. Jika estimasi dilakukan dengan menggunakan data yang tidak stasioner maka akan memberikan hasil regresi yang palsu (*spurious regression*). *Spurious regression* memiliki pengertian bahwa hasil regresi dari satu variabel *time series* pada satu atau beberapa variabel *time series* lainnya cenderung untuk menghasilkan kesimpulan hasil estimasi yang bias yang ditunjukkan dengan karakteristik seperti memperoleh hasil R yang sangat tinggi (lebih besar dari 0.9) tetapi pada kenyataannya hubungan antara variabel tersebut tidak memiliki arti atau *meaningless*.

Suatu deret runtun waktu dikatakan stasioner jika tidak ada perubahan sistematis pada nilai tengah (tidak ada tren), pada keragaman dan tidak bersifat musiman. Data stasioner adalah data dimana nilai-nilai autokorelasi turun sampai nilai nol sesudah *time-lag* kedua dan ketiga, atau dapat dikatakan stasioneritas berarti tidak terdapat pertumbuhan atau penurunan pada data (Makridakis, 1999). Data secara kasarnya harus horizontal sepanjang sumbu waktu. Dengan kata lain, fluktuasi data berada di sekitar suatu nilai rata-rata yang konstan, tidak tergantung pada waktu. Sedangkan untuk data yang stasioner, nilai-nilai autokorelasinya berbeda nyata dari nol untuk beberapa periode waktu.

Uji stasioneritas data deret waktu ada dua macam, yaitu stasioneritas pada ragam dan stasioneritas pada rata-rata.

2.5.1 Stasioneritas Pada Ragam

Data dikatakan stasioner terhadap ragam apabila ragam dari data tidak berfluktuasi terlalu besar dari waktu ke waktu. Sebagai

upaya perbaikan terhadap data yang tidak stasioner pada ragam, dapat dilakukan transformasi Box-Cox dengan bentuk transformasi sebagai berikut:

$$T(Z_t) = Z_t^{(\lambda)} = \begin{cases} \frac{Z_t^{(\lambda)} - 1}{\lambda}, & \lambda \neq 0 \\ \ln Z_t, & \lambda = 0 \end{cases} \quad (2.33)$$

dimana

- $T(Z_t)$: data transformasi
- Z_t : data pada waktu ke-t
- λ : parameter transformasi

Pendugaan parameter λ dapat dicari dengan menggunakan metode kemungkinan maksimum likelihood. Misalkan $T(Z_t)$ dilambangkan dengan W dan Z_t dilambangkan dengan Y , sehingga dari model regresi $Y = \beta X + \varepsilon$ digunakan dua transformasi, yaitu

$$W_i(\lambda) = Z_t^{(\lambda)} = \begin{cases} \frac{Y_i^{(\lambda)} - 1}{\lambda}, & \lambda \neq 0 \\ \ln Y_i, & \lambda = 0 \end{cases} \quad (2.34)$$

dan

$$V(\lambda) = Z_t^{(\lambda)} = \begin{cases} \frac{Y_i^{(\lambda)} - 1}{\lambda \bar{Y}^{\lambda-1}}, & \lambda \neq 0 \\ \bar{Y} \ln Y_i, & \lambda = 0 \end{cases} \quad (2.35)$$

dimana

$i=1,2,\dots,n,$

$$\lim_{\lambda \rightarrow 0} W_i(\lambda) = \lim_{\lambda \rightarrow 0} \frac{Y_i^{(\lambda)} - 1}{\lambda} = \ln Y_i \quad (2.36)$$

\bar{Y} merupakan rata-rata geometrik yang dituliskan

$$\bar{Y} = \sqrt[n]{Y_1 Y_2 \dots Y_n} = (\prod_{i=1}^n Y_i)^{1/n} \quad (2.37)$$

Penduga parameter β adalah $b = (X'X)^{-1}X'V(\lambda)$, sedangkan penduga parameter σ^2 adalah

$$\hat{\sigma}^2(\lambda) = \frac{(V(\lambda) - \hat{V}(\lambda))'(V(\lambda) - \hat{V}(\lambda))}{n} = \frac{SSE}{n} \quad (2.38)$$

Sehingga diperoleh lambda yang diduga dengan maksimum likelihood, yaitu

$$L_{maks}(\lambda) = -\frac{n}{2} \ln \hat{\sigma}^2(\lambda) \quad (2.39)$$

Memaksimalkan nilai λ yang telah ditetapkan, identik dengan meminimumkan $\hat{\sigma}^2$. Data dianggap telah stasioner pada ragam apabila nilai λ mendekati 1 dan masuk dalam selang kepercayaan $100(1 - \alpha)\%$.

2.5.2 Stasioneritas Pada Rata-Rata

Rata-rata data dikatakan stasioner apabila konstan atau tidak terpengaruh oleh waktu pengamatan. Hal ini dapat dilihat dari plot autokorelasi 95% dari data yang masuk ke dalam selang $0 \pm 1,96 \left(\frac{1}{\sqrt{n}}\right)$. Stasioneritas pada rata-rata dapat diperiksa dengan *Augmented Dickey-Fuller Test (ADF)*.

Ide dasar uji stasioneritas data melalui uji akar unit dapat dijelaskan melalui model AR (1) di bawah ini (Maruddani, Tarno dan Anisah, 2008):

$$Y_t = \alpha Y_{t-1} + e_t \quad (2.40)$$

dimana e_t adalah residual yang bersifat random atau stokastik dengan rata-rata nol, varian konstan, dan tidak saling berhubungan (*non autocorrelation*) sebagaimana asumsi metode OLS. Residual yang mempunyai sifat tersebut disebut residual yang *white noise*.

Jika nilai $\alpha = 1$ maka variabel random (stokastik) Y mempunyai akar unit (*unit root*). Jika data runtun waktu mempunyai akar unit maka dikatakan data tersebut bergerak secara random (*random walk*) dan data yang mempunyai sifat *random walk* dikatakan data tidak stasioner.

Jika persamaan (2.40) dikurangi kedua sisinya dengan Y_{t-1} maka akan diperoleh persamaan :

$$Y_t - Y_{t-1} = \alpha Y_{t-1} - Y_{t-1} + e_t \quad (2.41)$$

$$\Delta Y_t = (\alpha - 1)Y_{t-1} + e_t \quad (2.42)$$

Persamaan (2.42) di atas dapat ditulis sebagai berikut :

$$\Delta Y_t = \varphi Y_{t-1} + e_t \quad (2.43)$$

Untuk menguji ada tidaknya masalah akar unit dilakukan estimasi persamaan (2.43) dengan hipotesis nol $\varphi = 0$. Jika $\varphi = 0$ maka $\alpha = 1$, sehingga data Y mengandung akar unit yang berarti data runtun waktu Y adalah tidak stasioner.

Nilai statistik t untuk regresi (2.43) sebagai berikut :

$$t_{\hat{\alpha}} = \frac{\hat{\alpha} - 1}{s / \sqrt{\sum_{t=2}^T y_{t-1}^2}} \quad (2.44)$$

$$t_{\hat{\alpha}} = \frac{\hat{\alpha} - 1}{s / \sqrt{\sum_{t=2}^T y_{t-1}^2 - \frac{1}{T} \sum_{t=2}^T (y_{t-1})^2}} \quad (2.45)$$

atau dapat ditulis:

$$t_{\hat{\alpha}} = \frac{\hat{\varphi}}{se(\hat{\varphi})} \quad (2.46)$$

dimana $se(\hat{\varphi})$ merupakan salah baku untuk φ yang diberikan sebagai:

$$se(\hat{\varphi}) = \sqrt{\frac{s^2}{\sum_{t=2}^T y_{t-1}^2}} \quad (2.47)$$

dan

$$s^2 = \frac{\sum_{t=2}^T (Y_{t-1} - \hat{\alpha} Y_{t-1})^2}{T-1} \quad (2.48)$$

Hipotesis untuk uji stasioneritas data adalah:

$$H_0 : \alpha = 1 \quad (Y_t \text{ tidak stasioner})$$

$$H_1 : \alpha < 1 \quad (Y_t \text{ stasioner})$$

Statistik uji:

$$t_{\hat{\alpha}} = \frac{\hat{\alpha}}{se(\hat{\alpha})} \quad (2.49)$$

Jika nilai statistik $|t|$ lebih kecil dari nilai kritis, maka H_0 ditolak atau dapat dikatakan data tersebut stasioner.

2.6 Metode Box-Jenkins

Pada metode Box-Jenkins, data deret waktu yang tidak stasioner dapat dikonversikan menjadi deret stasioner melalui pembedaan (*differencing*), yaitu deret asli diganti dengan deret selisih. Banyaknya pembedaan yang dilakukan untuk mencapai keadaan stasioner dinotasikan sebagai d . Bentuk pembedaan pertama ($d=1$) adalah

$$\nabla Z_t = Z_t - Z_{t-1} \quad (2.50)$$

Sedangkan pembedaan kedua ($d=2$) adalah

$$\nabla^2 Z_t = \nabla Z_t - \nabla Z_{t-1} \quad (2.51)$$

dimana

Z_t : data pada periode waktu ke- t ,

Z_{t-1} : data pada periode waktu ke- $t-1$,

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

∇Z_{t-1} : data hasil pembedaan pertama pada periode waktu ke- $t-1$,

$\nabla^2 Z_t$: data hasil pembedaan kedua pada periode waktu ke- t .

Pencapaian stasioneritas dapat diturunkan dengan melakukan pembedaan berturut-turut sampai nilai autokorelasi mendekati nol di dalam dua atau tiga lag. Dalam prakteknya, jarang diperlukan pembedaan sampai melebihi pembedaan kedua, karena data asli pada umumnya tidak stasioner dengan hanya satu atau dua tingkat pembedaan (Makridakis, dkk., 1999).

2.7 Uji Kointegrasi

Kointegrasi merupakan kombinasi hubungan linear dari variabel-variabel yang nonstasioner dan semua variabel tersebut harus terintegrasi pada orde atau derajat yang sama. Penggunaan metode kointegrasi berdasarkan pertimbangan karakteristik variabel-variabel makro yang pada umumnya memiliki *unit roots* (tidak stasioner). Penggunaan metode analisis kointegrasi tersebut bertujuan untuk menganalisis hubungan jangka panjang antara variabel-variabel penjelas dengan variabel terikat, terutama pada model yang mengandung variabel-variabel yang tidak stasioner.

2.7.1 Metode *Bounds Testing Cointegration*

Regresi kointegrasi dengan k *regressor* :

$$y_t = \hat{\beta} \mathbf{x}_t + u_t \quad (2.52)$$

Dimana $\mathbf{x}_t = (x_{1t}, x_{2t}, \dots, x_{kt})'$ adalah *regressor* dengan derajat integrasi 1 atau I(1) yang diberikan oleh

$$\mathbf{x}_t = \mathbf{x}_{t-1} + \mathbf{e}_t \quad (2.53)$$

Dimana $\mathbf{e}_t = (e_{1t}, e_{2t}, \dots, e_{kt})'$ adalah galat yang stasioner.

Pada keadaan dimana terdapat kointegrasi, parameter β pada persamaan kointegrasi (2.52) dapat diinterpretasikan sebagai pengganda jangka panjang, yang mengukur efek jangka panjang secara permanen dari X_t terhadap variabel Y_t .

Pengujian kointegrasi dapat dilakukan dengan metode *Bounds Testing Cointegration* yang diperkenalkan oleh Pesaran (Salomo dan Hutabarat, 2007) dan metode Uji Engle-Granger dua langkah.

Hipotesis untuk uji kointegrasi adalah sebagai berikut:

H_0 : tidak ada hubungan jangka panjang (tidak terkointegrasi)

H_1 : terdapat hubungan jangka panjang (terkointegrasi)

Nilai statistik yang relevan bagi uji kointegrasi dengan Metode *Bounds Testing Cointegration* ini adalah nilai F-statistik untuk signifikansi bersama (*joint significance*).

$$F = \frac{JKR / (k-1)}{JKG / (N-k)} \quad (2.54)$$

dimana

JKR : Jumlah Kuadrat Regresi

JKG : Jumlah Kuadrat Galat

N : banyaknya pengamatan

k : banyaknya prediktor

Jika nilai F-statistik hasil perhitungan lebih kecil daripada nilai kritis *lower bound*, maka hipotesis nol tidak ditolak dan kita menyimpulkan bahwa tidak ada hubungan jangka panjang (tidak terkointegrasi) dalam model. Sebaliknya, jika nilai F-statistik hasil perhitungan lebih besar daripada nilai kritis *upper bound*, maka hipotesis nol ditolak, dengan kata lain ada hubungan jangka panjang (terkointegrasi) dalam model. Di sisi lain, jika nilai F-statistik hasil perhitungan terletak diantara nilai kritis *lower bound* dan *upper bound*, maka tidak dapat disimpulkan apakah terdapat hubungan jangka panjang atau tidak.

2.7.2 Metode Uji Engle-Granger

Langkah-langkah metode Uji Engle-Granger adalah sebagai berikut (rosadi, 2011):

1. Ujilah adanya akar unit dalam variabel Y_t dan X_t (misal dengan *ADF test*). Orde akar unit ini harus sama. Jika hipotesis adanya akar unit ditolak, hipotesis adanya kointegrasi antar variabel akan ditolak.
2. Selanjutnya estimasi persamaan regresi antara Y_t dan X_t , dan simpan residual (e_t) dari regresi ini.
3. Lakukan uji akar unit terhadap residual (e_t) yang diperoleh pada langkah dua. Jika hipotesis adanya akar unit ditolak, kita bisa menyimpulkan bahwa Y_t dan X_t berkointegrasi.

Jika variabel-variabel yang diamati membentuk suatu himpunan variabel yang saling berko-integrasi, maka model dinamis yang cocok untuk mencari keseimbangan jangka pendek adalah model koreksi kesalahan atau *Error Correction Model* (ECM). Selanjutnya model koreksi kesalahan tersebut akan menjadi model yang valid bilamana variabel-variabel yang berko-integrasi tersebut didukung oleh *Error Correction Term* (ECT) yang signifikan secara statistik.

2.8 Autoregressive Distributed Lag (ARDL)

Model regresi yang memasukkan nilai variabel yang menjelaskan baik nilai masa kini atau nilai masa lalu (lag) dari variabel tak bebas sebagai salah satu variabel penjelas disebut Autoregresi Distribusi Lag (ARDL). Model ARDL sangat berguna dalam ekonometrik empiris, karena membuat teori ekonomi yang bersifat statis menjadi dinamis dengan memperhitungkan peranan waktu secara eksplisit. Model ini dapat membedakan respon jangka pendek dan jangka panjang dari variabel tak bebas terhadap satu unit perubahan dalam nilai variabel penjelas (Gujarati, 1995).

Model ARDL secara sederhana dapat dinyatakan sebagai berikut :

$$Y_t = \beta_0 + \beta(L)Y_t + \delta(L)X_t + \varepsilon_t \quad (2.55)$$

dimana L adalah *polynomial lag operator*.

atau

ARDL (p, q_1, q_2, \dots, q_k)

$$y_t = \alpha + \sum_{j=1}^p \beta_j y_{t-j} + \sum_{j=0}^{q_1} \varphi_j x_{1t-j} + \sum_{j=0}^{q_2} \gamma_j x_{2t-j} + \dots + \sum_{j=0}^{q_k} \delta_k x_{kt-j} + u_t \quad (2.56)$$

Model ARDL dengan ordo (p, q_1, q_2, \dots, q_k), dimana p adalah ordo distribusi lag polinomial dari variabel terikat, sedangkan q_1, q_2, \dots, q_k adalah ordo dari *distributed lag polinomial* dari masing-masing regresor X. Pilihan model ARDL ini menawarkan prosedur

alternatif (seperti kriteria AIC dan SIC) dalam memilih ordo p, q_1, q_2, \dots, q_k optimal. Makin kecil nilai AIC akan semakin baik, sehingga penentuan spesifikasi ordo lag dengan kriteria ini adalah dengan memilih lag dengan nilai AIC terendah. Pada dasarnya SIC (*Schwarz Information Criterion*) memiliki fungsi yang sama dengan AIC, hanya saja SIC memberikan penalti yang lebih besar untuk tambahan koefisien (Salomo dan Hutabarat, 2007).

Jika nilai-nilai X_t tidak berkorelasi dengan ε_t , *Ordinary Least Square* (OLS) akan konsisten. Namun, jika X_t secara bersamaan ditentukan dengan Y_t dan $E(X_t, \varepsilon_t) \neq 0$, OLS akan menjadi tidak konsisten. Selama itu dapat diasumsikan bahwa kesalahan ε_t adalah *white noise*, atau lebih umum adalah stasioner dan bebas dari X_t, X_{t-1}, \dots dan Y_t, Y_{t-1}, \dots , model ARDL dapat diestimasi dengan OLS (Chen, 2010).

Jika model lag yang didistribusikan berisi beberapa lag, penaksiran dengan *Ordinary Least Square* (OLS) meskipun secara prinsip mungkin, sulit dipraktikkan karena metode tadi memerlukan sangat banyak derajat bebas karena nampaknya akan membawa masalah multikolinieritas yang serius. Seperti telah dikenal dengan baik, jika ada multikolinieritas, penaksir OLS meskipun tak bias, tidak efisien. Oleh karena itu, penaksiran yang tidak dibatasi dari sejumlah besar lag secara praktis tidak mungkin dilakukan (Gujarati, 1995).

Pada regresi $Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + e_t$, jika Y_t dan X_t tidak stasioner, akan menyebabkan keadaan yang disebut regresi semu/regresi lancung (*spurious regression*). Dalam keadaan ini, meskipun tidak terdapat hubungan antara Y_t dan X_t , estimator *Ordinary Least Square* (OLS), akan menyatakan β_1 signifikan dengan nilai koefisien determinasi R^2 yang relatif besar. Dari kasus regresi lancung ini, analisis regresi tidak dapat digunakan pada variabel runtut waktu Y_t dan X_t , jika Y_t dan X_t berakar unit, kecuali pada keadaan dimana Y_t dan X_t berkointegrasi (Rosadi, 2011).

Definisikan e_t sebagai residual regresi linier sederhana antara Y_t dan X_t ($e_t = Y_t - \alpha - X_t$). Jika Y_t dan X_t memiliki akar unit, biasanya e_t juga akan mengandung akar unit. Pada keadaan ini muncul regresi lancung. Namun seringkali ditemukan bahwa e_t tidak mengandung tren, dan meskipun Y_t dan X_t mengandung tren,

nilainya tidak terlalu divergen antara satu dengan lainnya. Keadaan seperti ini sering disebut sebagai kasus dimana Y_t dan X_t berkointegrasi. Dengan demikian, jika terjadi kointegrasi, masalah regresi lancung akan hilang.

Dalam keadaan dimana Y_t dan X_t tidak stasioner namun berkointegrasi, model yang cocok digunakan adalah *Error Correction Model* (ECM). Sedangkan pada keadaan dimana Y_t dan X_t tidak stasioner dan tidak berkointegrasi, model yang digunakan adalah model ARDL antara ΔY_t dan ΔX_t seperti berikut:

$$\Delta Y_t = \alpha + \varphi_1 \Delta Y_{t-1} + \dots + \varphi_p \Delta Y_{t-p} + \beta_0 \Delta X_t + \beta_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \beta_q \Delta X_{t-q} + \varepsilon_t \quad (2.57)$$

2.9 Penentuan Panjang Lag

Karena variabel X_t jelas diasumsikan non stokastik (atau setidaknya berkorelasi dengan gangguan ε_t), X_{t-1} , X_{t-2} , dan seterusnya, yang non stokastik juga. Oleh karena itu, pada prinsipnya, kuadrat terkecil biasa (OLS) dapat diterapkan pada model autoregresi distribusi lag. Untuk menentukan panjang lag dapat diambil dari Alt dan Timbergen (Gujarati, 1995). Mereka menyarankan prosedur sekuensial (berurutan) untuk menduga parameter model autoregresi distribusi lag, yaitu, pertama meregresikan Y_t pada X_t , kemudian meregresikan Y_t pada X_t dan X_{t-1} , kemudian meregresikan Y_t pada X_t , X_{t-1} , dan X_{t-2} , dan seterusnya. Prosedur sekuensial berhenti bila koefisien regresi dari variabel lag mulai menjadi tidak signifikan secara statistik atau koefisien dari setidaknya satu variabel berubah tanda dari positif ke negatif atau sebaliknya.

BAB III METODE PENELITIAN

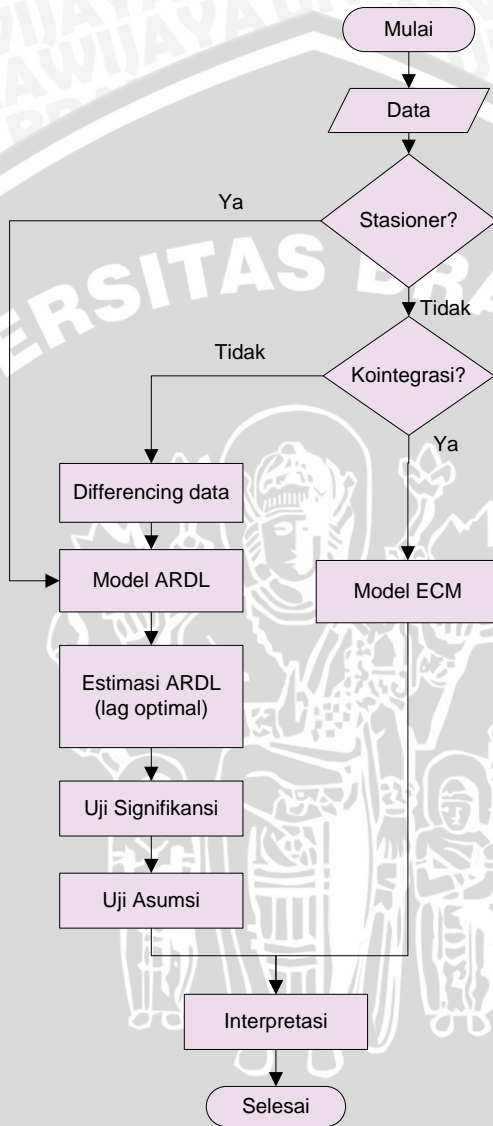
3.1 Data Penelitian

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data sekunder Inflasi di Indonesia, Harga Minyak Dunia, dan Jumlah Uang Beredar (JUB) yang diperoleh dari website BI, BP Global, dan BPS. Data tersebut berupa data tahunan mulai Tahun 1975 sampai Tahun 2011. Data dapat dilihat pada Lampiran 1.

3.2 Metode Penelitian

Beberapa tahapan dalam menduga parameter dari *Autoregressive Distributed Lag* adalah sebagai berikut:

1. Plot data.
2. Menguji stasioneritas data variabel-variabel dalam model penelitian, seperti pada persamaan (2.39) dan (2.49).
3. Melakukan uji kointegrasi seperti pada persamaan (2.54). Jika tidak berkointegrasi model yang akan digunakan adalah model ARDL pada data yang telah stasioner.
4. Melakukan *differencing* data seperti pada persamaan (2.50).
5. Melakukan pendugaan parameter. Jika tidak terjadi kointegrasi, menduga parameter Model ARDL (lag optimal) terhadap data yang telah stasioner (2.57).
6. Melakukan pengujian signifikansi model melalui uji simultan dan uji parsial pada model yang terbentuk, seperti pada persamaan (2.31) dan (2.32).
7. Melakukan uji asumsi seperti pada persamaan (2.17), (2.23), (2.29), (2.30).
8. Melakukan interpretasi peubah prediktor yang mempengaruhi peubah respon pada data.
9. Menggunakan bantuan software Eviews 7 dan Minitab 16.

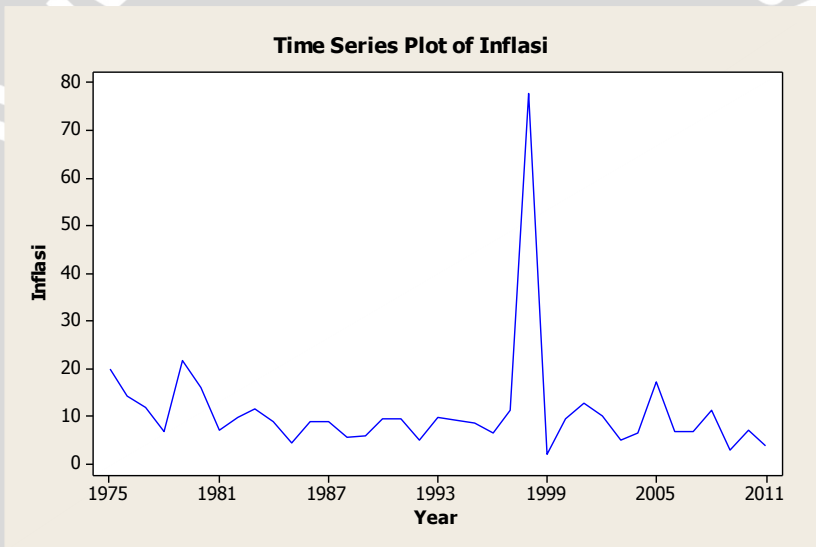


Gambar 3.1 Diagram Alir Penelitian

BAB IV HASIL DAN PEMBAHASAN

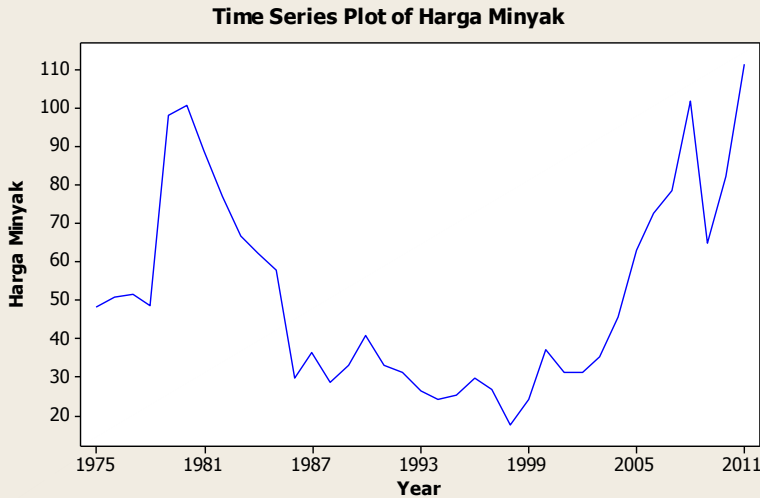
4.1 Plot Data

Pada penelitian ini variabel yang digunakan adalah variabel inflasi di Indonesia, harga minyak dunia dan jumlah uang beredar di Indonesia. Dimana variabel inflasi sebagai variabel *dependent*, sedangkan variabel Harga Minyak dan Jumlah Uang Beredar (JUB) sebagai *independent*. Sebelum melakukan analisis data, perlu dilakukan plot data masing- masing variabel. Plot data dapat dilihat pada Gambar 4.1, Gambar 4.2, dan Gambar 4.3.



Gambar 4.1. Plot Data Inflasi di Indonesia

Gambar 4.1 menunjukkan bahwa variabel inflasi di Indonesia selama Tahun 1975 sampai dengan Tahun 2011 bersifat tidak konstan, pola naik turun secara tidak teratur. Inflasi berada pada nilai tertinggi mencapai 77.63 persen pada periode ke-24 (tahun 1998), sedangkan inflasi terendah berada pada periode ke-25 (tahun 1999) sebesar 2,01 persen. Pola data pada Gambar 4.1 memperlihatkan fluktuasi data Inflasi tidak berada di sekitar suatu nilai rata-rata yang konstan, sehingga dapat dikatakan bahwa rata-rata data tidak stasioner.

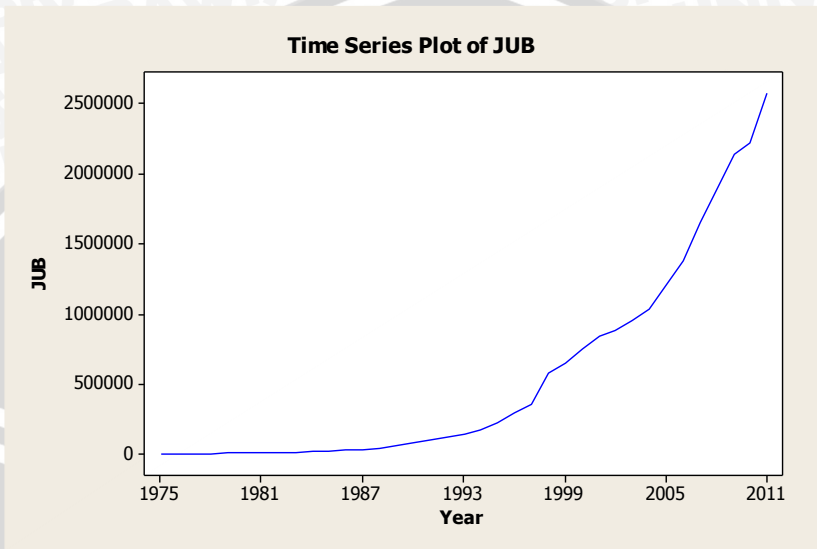


Gambar 4.2. Plot Data Harga Minyak Dunia

Gambar 4.2. menunjukkan bahwa variabel harga minyak dunia selama Tahun 1975 sampai dengan Tahun 2011 bersifat tidak konstan, pola naik turun secara tidak teratur. Harga minyak dunia berada pada nilai tertinggi mencapai 111.26 dolar per barrel pada periode ke-37 (Tahun 2011), sedangkan harga minyak dunia terendah berada pada periode ke-24 (Tahun 1998) sebesar 17.55 dolar per barrel. Pola data pada Gambar 4.2 memperlihatkan fluktuasi data Harga Minyak tidak berada di sekitar suatu nilai rata-rata yang konstan, sehingga dapat dikatakan bahwa rata-rata data tidak stasioner.

Gambar 4.3. menunjukkan bahwa variabel Jumlah Uang Beredar (JUB) selama Tahun 1975 sampai dengan Tahun 2011 bersifat tidak konstan, dan cenderung mengalami kenaikan. Jumlah Uang Beredar (JUB) berada pada nilai tertinggi mencapai 2571164 milyar rupiah pada periode ke-37 (Tahun 2011), sedangkan Jumlah Uang Beredar (JUB) terendah berada pada periode ke-1 (Tahun 1975) sebesar 1978 milyar rupiah. Pola data pada Gambar 4.3 memperlihatkan fluktuasi data Jumlah Uang Beredar tidak berada di

sekitar suatu nilai rata-rata yang konstan, sehingga dapat dikatakan bahwa rata-rata data tidak stasioner.



Gambar 4.3. Plot Data Jumlah Uang Beredar (JUB) di Indonesia

4.2 Uji Stasioneritas

4.2.1 Uji Stasioneritas Pada Ragam

Setelah melakukan plot data, tahap selanjutnya dilakukan uji stasioneritas. Pengujian stasioneritas ada dua, yaitu pengujian stasioner terhadap ragam dan rata-rata. Pengujian stasioneritas ragam dilakukan dengan melakukan transformasi Box-Cox.

Tabel 4.1. Hasil *Box-Cox Transformation*

Variabel	λ
Inflasi	-0.13
Harga Minyak	0.04
Jumlah Uang Beredar	0.12

Hasil transformasi Box-Cox pada variabel inflasi, menunjukkan bahwa nilai $\lambda = -0.13$ dengan kisaran nilai antara -

0.60 sampai 0.29 yang berarti variabel inflasi tidak stasioner terhadap ragam, sehingga perlu ditransformasi. Nilai lambda mendekati nilai 0, sehingga data tersebut ditransformasi menjadi $LINF = \ln(\text{inflasi})$.

Hasil transformasi Box-Cox pada variabel harga minyak, menunjukkan bahwa nilai $\lambda = 0.04$ dengan kisaran nilai antara -0.49 sampai 0.68 yang berarti variabel harga minyak tidak stasioner terhadap ragam, sehingga perlu ditransformasi. Nilai lambda mendekati nilai 0, sehingga data tersebut ditransformasi menjadi $LHAR = \ln(\text{HARGA_MINYAK})$.

Hasil transformasi Box-Cox pada variabel Jumlah Uang Beredar (JUB), menunjukkan bahwa nilai $\lambda = 0.12$ dengan kisaran nilai antara -0.03 sampai 0.28 yang berarti variabel Jumlah Uang Beredar (JUB) tidak stasioner terhadap ragam, sehingga perlu ditransformasi. Nilai lambda mendekati nilai 0, sehingga data tersebut ditransformasi menjadi $LJUB = \ln(\text{JUB})$.

Tabel 4.2. Hasil *Box-Cox Transformation* Setelah Transformasi

Variabel	λ
LINF	0.82
LHAR	1.15
LJUB	2.19

Setelah ditransformasi, hasil transformasi Box-Cox pada $LINF$ menunjukkan nilai $\lambda = 0.82$ dengan kisaran nilai antara 0.07 sampai 1.78. Karena sudah mendekati 1, maka data hasil transformasi tersebut dapat dinyatakan telah stasioner pada ragam. Hasil box-cox pada $LHAR$ menunjukkan nilai $\lambda = 1.15$ dengan kisaran nilai antara -1.26 sampai 3.42. Karena sudah mendekati 1, maka data hasil transformasi tersebut dapat dinyatakan telah stasioner pada ragam. Sedangkan Hasil box-cox pada $LJUB$ menunjukkan nilai $\lambda = 2.19$ dengan kisaran nilai antara 0.70 sampai 3.90. Hal tersebut menunjukkan bahwa $LJUB$ belum stasioner terhadap ragam. Sehingga $LJUB$ ditransformasi menjadi $TJUB = (LJUB)^2 = [\ln(\text{JUB})]^2$.

Hasil box-cox pada *TJUB* menunjukkan nilai $\lambda = 1.09$ dengan kisaran nilai antara 0.26 sampai 1.93. Karena sudah mendekati 1, maka data hasil transformasi tersebut dapat dinyatakan telah stasioner pada ragam. Hasil transformasi Box-Cox selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran 2, Lampiran 3 dan Lampiran 4.

4.2.2 Uji Stasioneritas Pada Rata-Rata

Setelah data stasioner terhadap ragam, selanjutnya dilakukan pengujian stasioneritas pada rata-rata. Metode yang digunakan untuk melakukan uji stasioneritas atau *Unit Root Test* (URT) pada rata-rata dalam penelitian ini adalah *Augmented Dickey Fuller Test* (ADF).

Hipotesis yang diberikan adalah sebagai berikut:

$$H_0 : \varphi = 0, \text{ (} Y_t \text{ tidak stasioner)}$$

versus

$$H_1 : \varphi \neq 0, \text{ (} Y_t \text{ stasioner)}$$

Hasil pengujian stasioneritas pada rata-rata dapat dilihat pada tabel berikut:

Tabel 4.3. Hasil *Unit Root Test* pada Level

Nilai <i>t</i> -statistic dan <i>critical values</i>	Variabel		
	LINF	LHAR	TJUB
<i>t</i> -statistic	-6.893627	-1.085984	-0.990563
<i>critical values</i> 1%	-3.626784	-3.626784	-3.626784
<i>critical values</i> 5%	-2.945842	-2.945842	-2.945842
<i>critical values</i> 10%	-2.611531	-2.611531	-2.611531
<i>p</i> -value	0.0000	0.7107	0.7462

Berdasarkan hasil uji stasioneritas sebagaimana terlihat pada Tabel 4.3 dapat diketahui bahwa nilai mutlak dari *t*-statistic variabel LINF lebih besar daripada nilai mutlak titik kritis, dengan nilai *p*-value 0.0000, sehingga H_0 ditolak dan dapat dinyatakan bahwa variabel LINF telah stasioner terhadap rata-rata pada level data.

Sedangkan pada variabel LHAR dan TJUB dapat diketahui bahwa nilai *t-statistic* lebih kecil daripada titik kritis, dengan *p-value* LHAR sebesar 0.7107 dan *p-value* TJUB sebesar 0.7426, sehingga H_0 diterima dan dapat dinyatakan bahwa variabel LHAR dan TJUB memiliki *unit root* pada level data, yang berarti data *time series* tersebut tidak stasioner terhadap rata-rata.

Untuk mendapatkan data yang stasioner, maka pada tahap berikutnya dilakukan pengujian *unit root* pada data *first difference*. Hasil uji dengan menggunakan *ADF test* terlihat seperti pada Tabel 4.4 di bawah. Hasil menunjukkan bahwa variabel DLHAR (*difference* dari variabel LHAR) dan DTJUB (*difference* dari variabel TJUB) memiliki *t-statistic* lebih besar dari titik kritis, dengan *p-value* 0.0000 sehingga H_0 ditolak. Hal ini berarti bahwa variabel tersebut stasioner pada *first difference* sehingga variabel dapat dikatakan terintegrasi pada derajat 1 atau $I(1)$. Hasil uji ADF lebih lengkap terdapat pada Lampiran 5 – Lampiran 10.

Tabel 4.4. Hasil *Unit Root Test* pada *difference*

Variabel	<i>t-statistic</i>	<i>p-value</i>
DLINF	-8.236503	0.0000
DLHAR	-6.016519	0.0000
DTJUB	-4.776713	0.0000

4.3 Uji Kointegrasi

Kointegrasi merupakan kombinasi hubungan linear dari variabel-variabel yang nonstasioner dan semua variabel tersebut harus terintegrasi pada orde atau derajat yang sama. Uji kointegrasi dilakukan untuk mengetahui apakah akan terjadi keseimbangan jangka panjang, yaitu terdapat kesamaan pergerakan atau stabilitas hubungan antara variabel-variabel di dalam penelitian ini.

Untuk menguji adanya kointegrasi dapat dilakukan dengan metode Uji Engle-Granger dua langkah dan *Bound Testing Cointegration*.

4.3.1 Metode Engle-Granger

Berdasarkan hasil uji stasioneritas data pada rata-rata, telah diketahui bahwa variabel inflasi (LINF) telah stasioner pada level data, sehingga LINF memiliki ordo integrasi 0 atau I(0). Sedangkan variabel harga minyak dunia (LHAR) dan jumlah uang beredar (TJUB) stasioner pada *difference* 1, sehingga memiliki ordo integrasi 1 atau I(1).

Metode Engle-Granger tahap 1 menyatakan bahwa jika variabel-variabel tersebut harus memiliki ordo integrasi yang sama. Jika tidak sama, berarti tidak terdapat kointegrasi antar variabel. Karena variabel inflasi, harga minyak dunia dan jumlah uang beredar tidak memiliki ordo yang sama, maka dapat dinyatakan tidak terdapat kointegrasi antar variabel.

4.3.2 Metode Bound Testing Cointegration

Hipotesis:

H_0 : tidak ada hubungan jangka panjang (tidak terkointegrasi)

versus

H_1 : terdapat hubungan jangka panjang (terkointegrasi)

Hasil statistik uji F sebesar 1.399624 dengan *p-value* sebesar 0.260864, sehingga H_0 diterima yang berarti tidak terdapat kointegrasi. Hasil pengujian kointegrasi dengan metode *Bound Testing Cointegration* selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran 11.

Dari kedua metode tersebut dapat dikatakan bahwa tidak terdapat kointegrasi antar variabel inflasi (LINF), harga minyak dunia (LHAR) dan jumlah uang beredar (TJUB).

4.4 Penentuan Panjang Lag

Untuk menentukan panjang lag optimal pada model ARDL (p, q_1, q_2) dilakukan analisis regresi terhadap masing-masing variabel bebas. Hasil dapat dilihat pada Tabel 4.5.

$$LINF_t = 2.501419 - 0.166417LINF_{t-1}$$

$$LINF_t = 2.141843 - 0.165440 DLHAR_t$$

$$LINF_t = 2.122250 - 0.152896 DLHAR_t + 0.294713 DLHAR_{t-1}$$

$$LINF_t = 1.467185 + 0.150700 DTJUB_t$$

$$LINF_t = 1.684535 + 0.162507 DTJUB_t - 0.063946DTJUB_{t-1}$$

Tabel 4.5. Hasil Penentuan Panjang Lag

Lag	Variabel		
	LINF	DLHAR	DTJUB
0	-	Tidak signifikan	Signifikan
1	Tidak signifikan	Tidak Signifikan	Tidak Signifikan

Pada Tabel 4.5 di atas dapat diketahui bahwa nilai lag 1 dari variabel inflasi (LINF) tidak berpengaruh signifikan terhadap variabel inflasi, sehingga variabel tersebut tidak dimasukkan ke dalam model. Variabel harga minyak dunia (DLHAR) tidak berpengaruh signifikan terhadap variabel inflasi, sehingga variabel tersebut tidak dimasukkan ke dalam model. Variabel jumlah uang beredar (DTJUB) berpengaruh signifikan, sedangkan nilai lag dari variabel tersebut tidak berpengaruh signifikan dan telah berubah tanda dari positif menjadi negatif, sehingga variabel jumlah uang beredar pada periode t (ordo 0) dimasukkan ke dalam model, sedangkan nilai lag dari variabel jumlah uang beredar tidak dimasukkan dalam model.

4.5 Pemodelan

Berdasarkan hasil uji kointegrasi, telah diketahui bahwa tidak terdapat kointegrasi antar variabel inflasi (LINF), harga minyak dunia (LHAR) dan jumlah uang beredar (TJUB), sehingga model yang cocok digunakan adalah model *Autoregressive Distributed Lag* pada data yang telah stasioner.

Sedangkan pada penentuan panjang lag optimal, nilai lag dari variabel inflasi (LINF) dan variabel harga minyak dunia (DLHAR) tidak dimasukkan kedalam model. Hanya variabel jumlah uang beredar (DTJUB) yang dimasukkan ke dalam model, sehingga model yang terbentuk adalah model regresi linier sederhana antara variabel LINF dengan variabel DTJUB. Bentuk model tersebut adalah sebagai berikut:

$$LINF_t = \alpha + \beta DTJUB_t + \varepsilon_t$$

Hasil pendugaan parameter model tersebut dapat dilihat pada Lampiran 15. Model yang didapat adalah sebagai berikut:

$$LINF_t = 1.467185 + 0.1507 DTJUB_t + \varepsilon_t$$

4.6 Pengujian Parameter

Untuk mengetahui apakah peubah prediktor yang terdapat dalam model tersebut memiliki kontribusi yang nyata terhadap peubah respon, maka perlu dilakukan pengujian terhadap parameter. Terdapat dua pengujian, yaitu pengujian secara serentak untuk melihat apakah model dengan satu atau lebih peubah prediktor merupakan model yang sesuai atau tidak dan pengujian parameter secara individu untuk mengetahui peran masing-masing peubah terhadap model.

4.6.1 Uji Simultan

Untuk melakukan pengujian secara simultan pada model, digunakan hipotesis:

$$H_0 : \beta_0 = \beta_1 = \dots = \beta_k$$

versus

$$H_1 : \text{minimal ada satu } \beta_i \neq 0 \text{ ,dimana } i : 1, 2, \dots, k$$

Hasil pengujian parameter secara simultan dapat dilihat pada Tabel 4.6.

Tabel 4.6. *Analysis of Variance*

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	3.4559	3.4559	11.98	0.001
Residual Error	34	9.8085	0.2885		
Total	35	13.2644			

Pada Tabel 4.6 dapat diketahui nilai F sebesar 11.98 dengan nilai *p-value* sebesar 0.001, sehingga H_0 ditolak, maka model regresi yang diperoleh dapat digunakan.

4.6.2 Uji Parsial

Uji parsial digunakan untuk menguji apakah sebuah variabel bebas benar-benar memberikan kontribusi terhadap variabel terikat. Hipotesis untuk uji ini adalah:

$$H_0 : \beta_j = 0$$

$$H_1 : \beta_j \neq 0 \quad , \text{dimana } j = 0, 1, \dots, k$$

Hasil pengujian parameter secara individu dapat dilihat pada Tabel 4.7 dan Lampiran 15.

Tabel 4.7. Hasil Pengujian Parameter

Variabel	Koefisien	SE Koef.	T	P
C	1.467185	0.213489	6.872415	0.0000
DTJUB	0.150700	0.043541	3.461121	0.0015

Pada Tabel 4.7, Koefisien variabel Jumlah Uang Beredar (JUB) bertanda positif dan signifikan dengan tingkat kepercayaan 99%, artinya perubahan jumlah uang beredar berpengaruh terhadap Inflasi. Nilai koefisien 1.467185 menunjukkan bahwa peningkatan 1 milyar rupiah dari jumlah uang beredar (DTJUB), akan meningkatkan angka Inflasi sebesar 1.467185 persen.

4.7 Asumsi Klasik

Model regresi yang diperoleh dari metode kuadrat terkecil merupakan model regresi yang menghasilkan *Best Linear Unbiased*

Estimator (BLUE). Kondisi BLUE ini akan terjadi jika dipenuhi beberapa asumsi. Asumsi-asumsi tersebut antara lain asumsi kenormalan galat, ragam galat homogen, non autokorelasi pada galat dan non multikolinieritas.

4.7.1 Kenormalan Galat

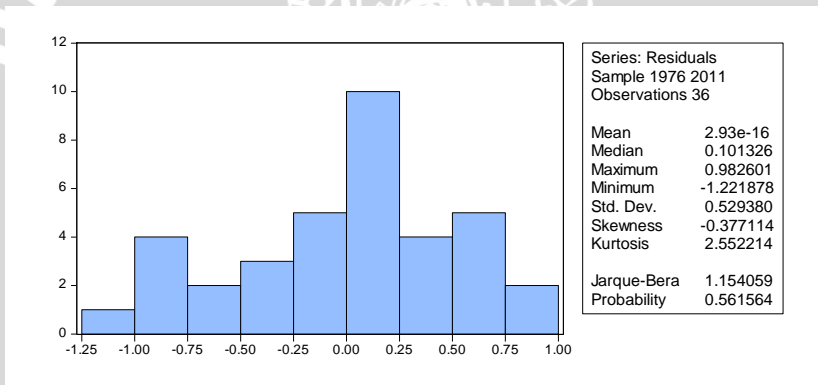
Asumsi kenormalan galat berarti *Error* menyebar normal dengan rata-rata nol dan ragam (*variance*) tertentu.

Hipotesis:

H_0 : ε menyebar normal

versus

H_1 : ε tidak menyebar normal



Gambar 4.4. *Normality Test of Residual*

Statistik uji yang digunakan adalah Jarque-Bera (JB). Nilai statistik uji JB yang diperoleh dari galat sebesar 1.154059 dengan *p-value* sebesar 0.561564, sehingga H_0 diterima dan dapat dikatakan bahwa galat menyebar normal. Dengan demikian asumsi kenormalan galat terpenuhi.

4.7.2 Ragam Galat Homogen (Non Heterokedastisitas)

Maksud dari ragam galat bersifat homogen adalah bahwa *error* memiliki nilai ragam yang sama antara *error* ke-*i* dan *error* ke-*j*.

Hipotesis :

$$H_0 : \sigma_{\varepsilon_i}^2 = \sigma_{\varepsilon_j}^2 = \dots = \sigma_{\varepsilon_n}^2 = \sigma_{\varepsilon}^2$$

versus

H_1 : Paling tidak ada satu pasang ragam *error* yang tidak sama

Metode yang digunakan untuk mendeteksi kehomogenan ragam galat adalah metode Glejser. Hasil terlihat pada Tabel 4.6 dan lebih lengkap dapat dilihat pada Lampiran 19.

Tabel 4.8. Hasil Uji Glejser

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.257010	0.119985	2.142009	0.0394
DTJUB	0.037679	0.024471	1.539746	0.1329

Pada Tabel 4.8 di atas dapat diketahui semua variabel bebas tidak mempengaruhi *error*, sehingga H_0 diterima atau dapat dikatakan bahwa ragam galat homogen (model tidak memiliki masalah heterogenitas). Dengan demikian asumsi ragam galat homogen (non heterokedastisitas) terpenuhi.

4.7.3 Non Autokorelasi

Autokorelasi dapat didefinisikan sebagai korelasi antara anggota serangkaian observasi yang diurutkan menurut waktu. Dalam model regresi linier klasik mengasumsikan bahwa autokorelasi seperti itu tidak terdapat dalam *error*.

Hipotesis :

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_p = 0 \text{ (Tidak terdapat autokorelasi)}$$

versus

H_1 : minimal ada satu $\rho_i \neq 0$ (Terdapat autokorelasi)

Nilai *d* (Durbin Watson) yang diperoleh adalah 2.186674 (dapat dilihat pada Lampiran 15). Nilai *d* yang mendekati 2 menunjukkan tidak terdapat autokorelasi pada galat.

Selain dengan statistik uji *d*, Durbin juga mengusulkan statistik uji *h* untuk pengujian sampel besar dari autokorelasi dalam

model autoregresif. Sampel yang digunakan pada penelitian tidak besar, maka statistik uji h tidak dapat diterapkan,

Dalam menguji adanya autokorelasi pada galat, selain menggunakan statistik d (Durbin-Watson) dan statistik h , juga dapat menggunakan Breusch-Godfrey. Hasil dapat dilihat pada Tabel 4.9.

Tabel 4.9. Hasil Uji Breusch-Godfrey

F-statistic	0.365554	Prob. F(2,32)	0.6967
Obs*R-squared	0.804125	Prob. Chi-Square(2)	0.6689

Pada Tabel 4.9 menunjukkan nilai statistik Breusch-Godfrey sebesar 0.804125 dengan p -value sebesar 0.6689, sehingga H_0 diterima atau dapat dinyatakan bahwa tidak terdapat autokorelasi dalam *error*. Dengan demikian asumsi non autokorelasi pada galat terpenuhi.



UNIVERSITAS BRAWIJAYA



BAB V KESIMPULAN DAN SARAN

5.1 Kesimpulan

Kesimpulan yang bisa diperoleh dari penelitian ini adalah sebagai berikut:

1. Dalam penelitian ini, tidak terdapat hubungan kointegrasi antar variabel inflasi (LINF), harga minyak dunia (LHAR), dan jumlah uang beredar (TJUB), sehingga model yang diterapkan pada penelitian ini adalah model ARDL terhadap data yang telah stasioner. Model yang terbentuk adalah sebagai berikut:

$$LINF = 1.467185 + 0.1507 DTJUB_t + \varepsilon_t$$

Asumsi-asumsi klasik terpenuhi sehingga model tersebut layak digunakan.

2. Koefisien variabel Jumlah Uang Beredar (JUB) bertanda positif dan signifikan dengan tingkat kepercayaan 99%, artinya perubahan jumlah uang beredar berpengaruh terhadap Inflasi. Nilai koefisien 1.467185 menunjukkan bahwa peningkatan 1 milyar rupiah dari jumlah uang beredar (DTJUB), akan meningkatkan angka Inflasi sebesar 1.467185 persen.

5.2 Saran

Saran yang bisa diberikan untuk penelitian selanjutnya diharapkan dapat menambah jumlah observasi pada data, atau dapat juga menggunakan data kuartalan agar mendapatkan hasil yang lebih akurat.

UNIVERSITAS BRAWIJAYA



DAFTAR PUSTAKA

- Anonymous. 2010. *Cointegration and Error Correction Model*. <http://advances.mse.ac.in/lecture/notes3.pdf>. Tanggal akses 17 Desember 2011.
- BI. *Data Inflasi*. http://www.bi.go.id/biweb/Templates/Moneter/Default_Inflasi_ID.aspx?NRMODE=Published&NRNODEGUID={A7760121}. Tanggal akses 3 Januari 2013.
- BP. *Data Harga Minyak Dunia*. <http://www.bp.com>. Tanggal akses 3 Januari 2013.
- BPS. *Data Jumlah Uang Beredar*. <http://www.bps.com>. Tanggal akses 3 Januari 2013.
- Chen, Y. 2010. *Autoregressive Distributed Lag (ADL) Model*. <http://mail.tku.edu.tw/chenyiyi/ADL.pdf>. Tanggal akses 17 Desember 2011.
- Gujarati, D. 1995. *Ekonometrika Dasar*. Erlangga. Jakarta. Terjemahan: Drs. Ak. Sumarno Zain, MBA.
- Hasan, I. 2005. *Statistika I*. PT. Bumi Aksara. Jakarta.
- Jakaria. 2008. *Analisis Pengaruh Jumlah Uang Beredar, Pengeluaran Pemerintah dan Nilai Tukar Terhadap Inflasi di Indonesia*. Jurnal media Ekonomi Vol. 14 No.3. Trisakti.
- Jarque, C. M. dan A. K. Bera. 1980. *Efficient Tests for Normality, Homoscedasticity and Serial Independence of Regression Residuals*. Economics Letters. 6. 255—259.
- Jarque, C. M. dan A. K. Bera. 1987. *A Test for Normality of Observations and Regression Residuals*. International Statistical Review. 55(2):163—172.
- Kurniawan, D. 2008. *Regresi Linier*. <http://ineddeni.wordpress.com>. Tanggal akses 7 November 2011.

- LeBlanc, M., dan M.D. Chinn. 2004. *Do High Oil Prices Presage Inflation?*. U.S. Department of Agriculture.
- Lind, D. A., W.G. Marchal, S.A. Wathen. 2007. *Teknik-teknik Statistik dalam Bisnis dan Ekonomi*. Salemba Empat. Jakarta. Terjemahan: Chriswan sungkono.
- Makridakis, S., S.C. Wheelwright, dan V.E. McGee. 1999. *Metode dan Aplikasi Peramalan*. Erlangga. Jakarta. Terjemahan: Untung Sus Andriyanto dan Abdul Basith.
- Maruddani, D. A. I., Tarno, R. A. Anisah. 2008. *Uji Stasioneritas Data Inflasi Dengan Phillips-Peron Test*. Media Statistika, Vol. 1, No.1, Juni 2008: 27-34.
- Pesaran, M.H., dan Y. Shin. 1998. *An Autoregressive Distributed Lag Modelling Approach to Cointegration Analysis*. Cambridge: University of Cambridge.
- Rahardja, P. 1997. *Uang dan Perbankan*. Jakarta: Rineka Cipta.
- Rosadi, D. 2011. *Analisis Ekonometrika & Runtun Waktu Terapan dengan R. Andi*. Yogyakarta.
- Salomo, R., dan P.M. Hutabarat. 2007. *Peranan Perdagangan Internasional Sebagai Salah Satu Sumber Pertumbuhan ekonomi Indonesia*. Universitas Indonesia.
- Setyadharma, A. 2010. *Uji Asumsi Klasik dengan SPSS 16.0*. UNS. Semarang.
- Susila, W.R., dan E. Munadi. 2008. *Analisis Keterangan Harga Gula Eceran, Sistem Distribusi, dan laju Inflasi*. Indonesia.
- Tim Studi Tentang Analisis Hubungan Kointegrasi dan Kausalitas serta Hubungan Dinamis antara Aliran Modal Asing, Perubahan Nilai Tukar dan Pergerakan IHSG di Pasar Modal Indonesia. 2008. *Analisis Hubungan Kointegrasi Dan Kausalitas Serta Hubungan Dinamis Antara Aliran Modal Asing, Perubahan Nilai Tukar dan Pergerakan Ihsg*

Di Pasar Modal Indonesia. Badan Pengawas Pasar Modal dan Lembaga Keuangan Departemen Keuangan Republik Indonesia.

UNIVERSITAS BRAWIJAYA



UNIVERSITAS BRAWIJAYA



Lampiran 1. Data Inflasi di Indonesia (dalam %), Harga Minyak Dunia(dalam Dollar per Barrel), Jumlah Uang Beredar di Indonesia (JUB) (dalam Milyar Rupiah) Periode Tahun 1975 - 2011

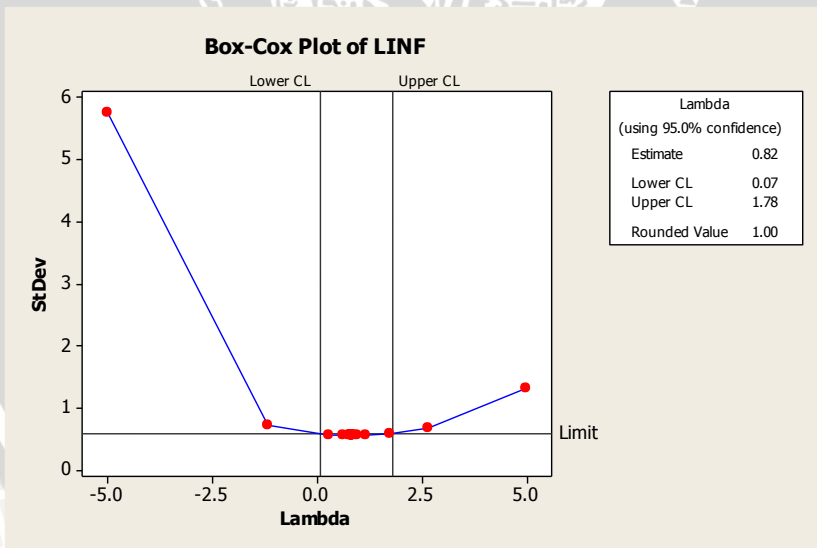
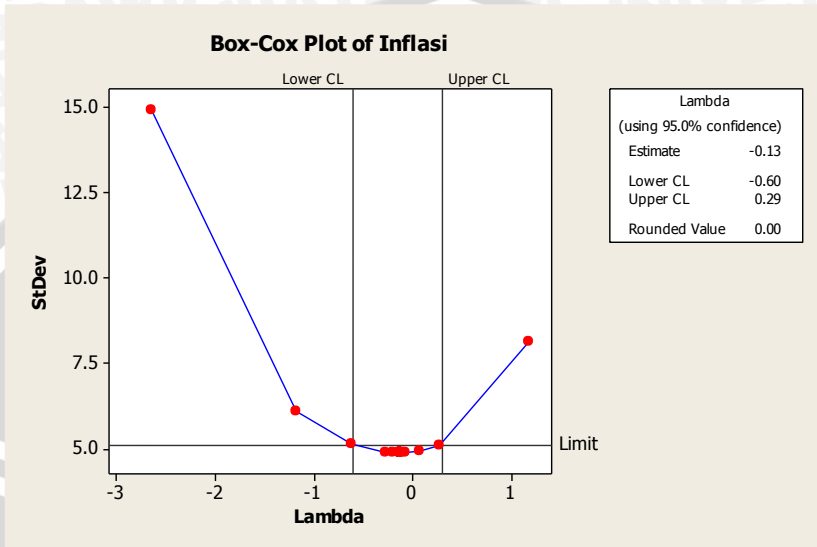
No	Tahun	Inflasi	Harga Minyak	JUB
1	1975	19.7	48.21	1978
2	1976	14.2	50.59	2631
3	1977	11.82	51.63	3129
4	1978	6.69	48.37	3809
5	1979	21.77	97.94	5222
6	1980	15.97	100.54	7691
7	1981	7.09	88.91	9716
8	1982	9.69	76.85	11075
9	1983	11.46	66.74	14663
10	1984	8.76	62.31	17637
11	1985	4.31	57.61	23153
12	1986	8.83	29.62	27661
13	1987	8.9	36.50	33885
14	1988	5.47	28.38	41998
15	1989	5.97	33.06	58704
16	1990	9.53	40.83	84629
17	1991	9.52	33.04	99029
18	1992	4.94	30.98	119029
19	1993	9.77	26.42	145599
20	1994	9.24	24.01	174319
21	1995	8.64	25.12	222638
22	1996	6.47	29.63	288632
23	1997	11.05	26.76	355643
24	1998	77.63	17.55	577381
25	1999	2.01	24.26	646305
26	2000	9.35	37.22	747028
27	2001	12.55	31.05	844053

Lampiran 1. (Lanjutan)

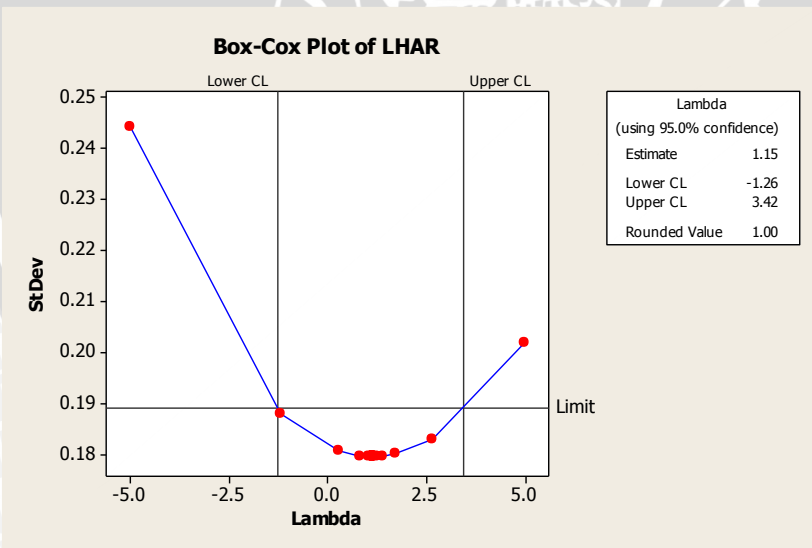
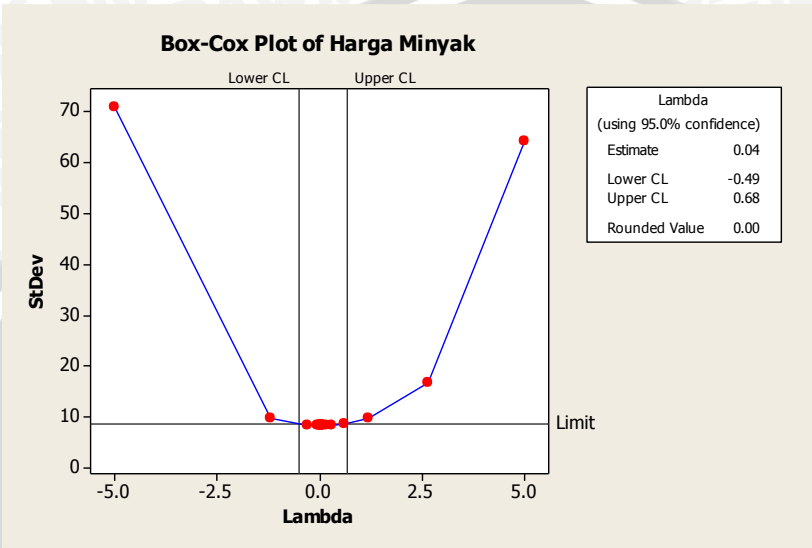
No	Tahun	Inflasi	Harga Minyak	JUB
28	2002	10.03	31.29	883908
29	2003	5.06	35.25	955692
30	2004	6.4	45.57	1033527
31	2005	17.11	62.80	1203215
32	2006	6.6	72.69	1382493
33	2007	6.59	78.53	1649662
34	2008	11.06	101.61	1895839
35	2009	2.78	64.66	2141384
36	2010	6.96	82.00	2216641
37	2011	3.79	111.26	2571164



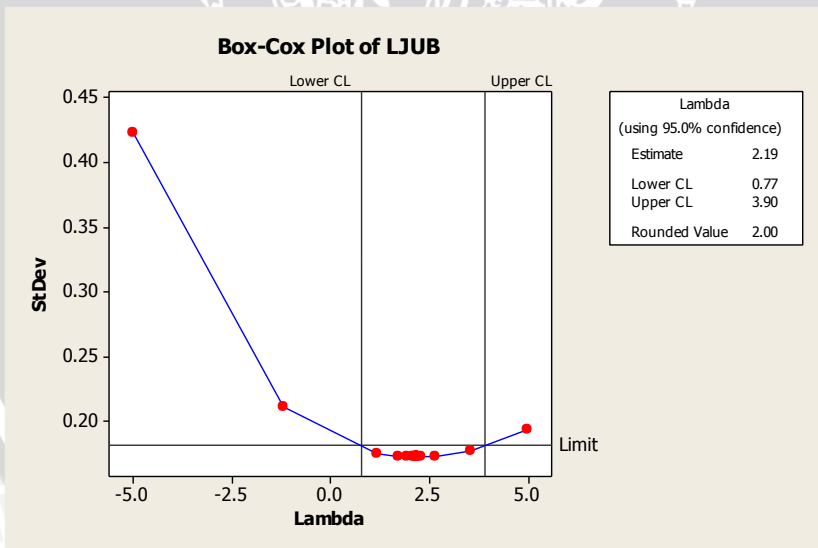
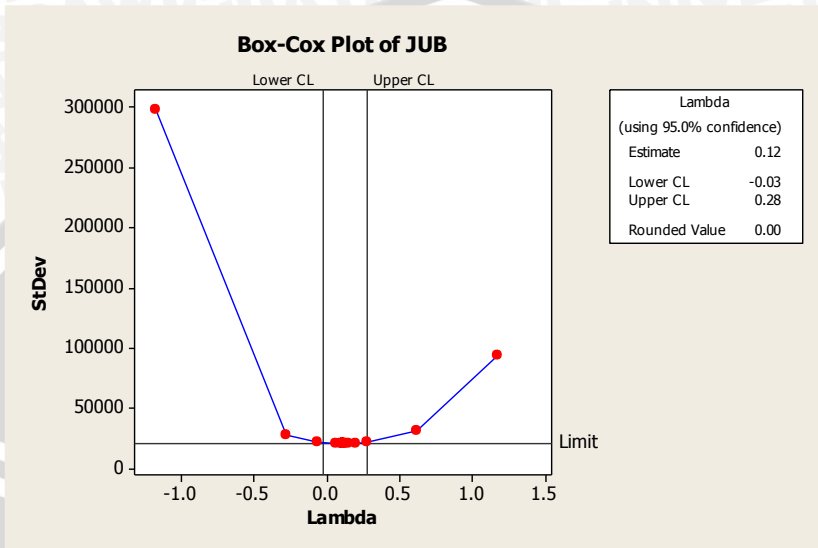
Lampiran 2. Hasil Transformasi Box-Cox Variabel Inflasi



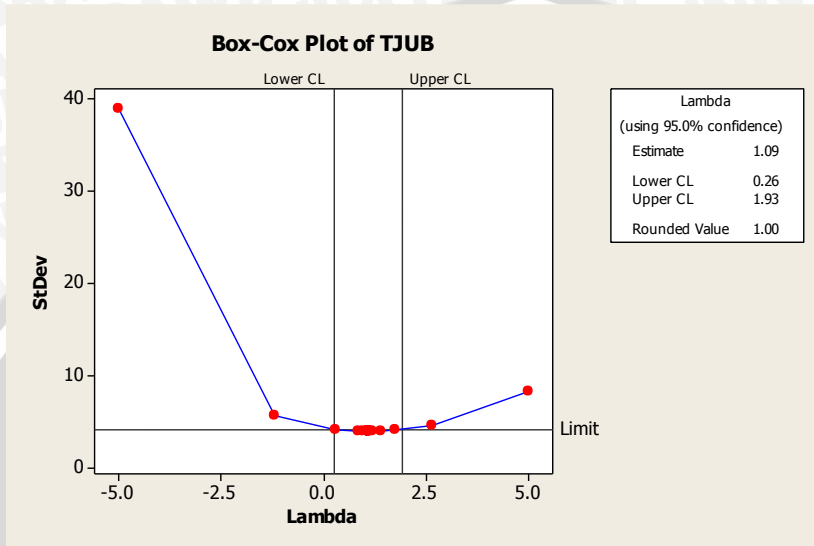
Lampiran 3. Hasil Transformasi Box-Cox Variabel Harga Minyak



Lampiran 4. Hasil Transformasi Box-Cox Variabel JUB



Lampiran 4. (Lanjutan)



Lampiran 5. ADF Test Variabel LINF Pada Level Data

Null Hypothesis: LINF has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.893627	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.626784	
5% level	-2.945842	
10% level	-2.611531	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LINF)

Method: Least Squares

Date: 01/05/13 Time: 19:33

Sample (adjusted): 1976 2011

Included observations: 36 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LINF(-1)	-1.166417	0.169202	-6.893627	0.0000
C	2.501419	0.383495	6.522693	0.0000

R-squared	0.582935	Mean dependent var	-0.045785
Adjusted R-squared	0.570669	S.D. dependent var	0.939973
S.E. of regression	0.615902	Akaike info criterion	1.922496
Sum squared resid	12.89742	Schwarz criterion	2.010469
Log likelihood	-32.60493	Hannan-Quinn criter.	1.953201
F-statistic	47.52209	Durbin-Watson stat	2.038707
Prob(F-statistic)	0.000000		

Lapiran 6. ADF Test Variabel LINF Pada *First Difference*

Null Hypothesis: D(LINF) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.236503	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.646342	
5% level	-2.954021	
10% level	-2.615817	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LINF,2)

Method: Least Squares

Date: 01/05/13 Time: 19:37

Sample (adjusted): 1979 2011

Included observations: 33 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LINF(-1))	-3.655782	0.443851	-8.236503	0.0000
D(LINF(-1),2)	1.516888	0.318720	4.759317	0.0000
D(LINF(-2),2)	0.519709	0.162161	3.204906	0.0033
C	-0.093867	0.105713	-0.887946	0.3819
R-squared	0.888091	Mean dependent var		-0.001171
Adjusted R-squared	0.876514	S.D. dependent var		1.714670
S.E. of regression	0.602544	Akaike info criterion		1.937901
Sum squared resid	10.52873	Schwarz criterion		2.119296
Log likelihood	-27.97537	Hannan-Quinn criter.		1.998935
F-statistic	76.71304	Durbin-Watson stat		2.191009
Prob(F-statistic)	0.000000			

Lampiran 7. ADF Test Variabel LHAR Pada Level Data

Null Hypothesis: LHAR has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.085984	0.7107
Test critical values:		
1% level	-3.626784	
5% level	-2.945842	
10% level	-2.611531	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(LHAR)

Method: Least Squares

Date: 01/05/13 Time: 19:34

Sample (adjusted): 1976 2011

Included observations: 36 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LHAR(-1)	-0.100546	0.092585	-1.085984	0.2851
C	0.405224	0.354462	1.143209	0.2609

R-squared	0.033524	Mean dependent var	0.023227
Adjusted R-squared	0.005098	S.D. dependent var	0.263167
S.E. of regression	0.262495	Akaike info criterion	0.216786
Sum squared resid	2.342729	Schwarz criterion	0.304759
Log likelihood	-1.902142	Hannan-Quinn criter.	0.247491
F-statistic	1.179362	Durbin-Watson stat	1.958218
Prob(F-statistic)	0.285126		

Lampiran 8. ADF Test Variabel LHAR Pada *First Difference*

Null Hypothesis: D(LHAR) has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.016519	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.632900	
5% level	-2.948404	
10% level	-2.612874	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(LHAR,2)
 Method: Least Squares
 Date: 01/05/13 Time: 19:35
 Sample (adjusted): 1977 2011
 Included observations: 35 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LHAR(-1))	-1.063248	0.176722	-6.016519	0.0000
C	0.023478	0.045795	0.512660	0.6116
R-squared	0.523111	Mean dependent var		0.007343
Adjusted R-squared	0.508660	S.D. dependent var		0.385851
S.E. of regression	0.270465	Akaike info criterion		0.278094
Sum squared resid	2.413987	Schwarz criterion		0.366972
Log likelihood	-2.866653	Hannan-Quinn criter.		0.308775
F-statistic	36.19850	Durbin-Watson stat		1.976789
Prob(F-statistic)	0.000001			

Lampiran 9. ADF Test Variabel TJUB Pada Level Data

Null Hypothesis: TJUB has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.990563	0.7462
Test critical values:		
1% level	-3.626784	
5% level	-2.945842	
10% level	-2.611531	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TJUB)

Method: Least Squares

Date: 01/10/13 Time: 11:32

Sample (adjusted): 1976 2011

Included observations: 36 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
TJUB(-1)	-0.006943	0.007009	-0.990563	0.3289
C	5.415502	1.033568	5.239619	0.0000

R-squared	0.028050	Mean dependent var	4.451333
Adjusted R-squared	-0.000537	S.D. dependent var	2.085195
S.E. of regression	2.085755	Akaike info criterion	4.362092
Sum squared resid	147.9127	Schwarz criterion	4.450065
Log likelihood	-76.51765	Hannan-Quinn criter.	4.392797
F-statistic	0.981215	Durbin-Watson stat	1.670891
Prob(F-statistic)	0.328897		

Lampiran 10. ADF Test Variabel TJUB Pada *First Difference*

Null Hypothesis: D(TJUB) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=9)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.776713	0.0005
Test critical values:		
1% level	-3.632900	
5% level	-2.948404	
10% level	-2.612874	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TJUB,2)

Method: Least Squares

Date: 01/10/13 Time: 11:34

Sample (adjusted): 1977 2011

Included observations: 35 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(TJUB(-1))	-0.817588	0.171161	-4.776713	0.0000
C	3.639996	0.841757	4.324284	0.0001
R-squared	0.408782	Mean dependent var		-0.001543
Adjusted R-squared	0.390866	S.D. dependent var		2.705312
S.E. of regression	2.111415	Akaike info criterion		4.388039
Sum squared resid	147.1164	Schwarz criterion		4.476916
Log likelihood	-74.79068	Hannan-Quinn criter.		4.418719
F-statistic	22.81699	Durbin-Watson stat		2.012584
Prob(F-statistic)	0.000036			

Lampiran 11. Hasil Uji Kointegrasi Metode *Bound Testing* *Cointegration*

Dependent Variable: LINF
 Method: Least Squares
 Date: 01/30/13 Time: 02:11
 Sample (adjusted): 1976 2011
 Included observations: 36 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.611597	1.029310	3.508756	0.0014
LINF(-1)	-0.234853	0.170718	-1.375677	0.1785
LHAR(-1)	-0.116280	0.216197	-0.537843	0.5944
TJUB(-1)	-0.003737	0.002113	-1.768674	0.0865
R-squared	0.115995	Mean dependent var		2.138000
Adjusted R-squared	0.033119	S.D. dependent var		0.615615
S.E. of regression	0.605335	Akaike info criterion		1.938369
Sum squared resid	11.72577	Schwarz criterion		2.114316
Log likelihood	-30.89065	Hannan-Quinn criter.		1.999780
F-statistic	1.399624	Durbin-Watson stat		2.126098
Prob(F-statistic)	0.260864			

Lampiran 12. Estimasi Parameter Regresi LINF dengan LINF(-1)

Dependent Variable: LINF

Method: Least Squares

Date: 02/05/13 Time: 20:48

Sample (adjusted): 1976 2011

Included observations: 36 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.501419	0.383495	6.522693	0.0000
LINF(-1)	-0.166417	0.169202	-0.983540	0.3323
R-squared	0.027664	Mean dependent var		2.138000
Adjusted R-squared	-0.000934	S.D. dependent var		0.615615
S.E. of regression	0.615902	Akaike info criterion		1.922496
Sum squared resid	12.89742	Schwarz criterion		2.010469
Log likelihood	-32.60493	Hannan-Quinn criter.		1.953201
F-statistic	0.967350	Durbin-Watson stat		2.038707
Prob(F-statistic)	0.332289			

Lampiran 13. Estimasi Parameter Regresi LINF dengan DLHAR

Dependent Variable: LINF
 Method: Least Squares
 Date: 02/05/13 Time: 20:51
 Sample (adjusted): 1976 2011
 Included observations: 36 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.141843	0.104255	20.54428	0.0000
DLHAR	-0.165440	0.400175	-0.413418	0.6819
R-squared	0.005002	Mean dependent var		2.138000
Adjusted R-squared	-0.024263	S.D. dependent var		0.615615
S.E. of regression	0.623039	Akaike info criterion		1.945536
Sum squared resid	13.19802	Schwarz criterion		2.033509
Log likelihood	-33.01965	Hannan-Quinn criter.		1.976241
F-statistic	0.170915	Durbin-Watson stat		2.332042
Prob(F-statistic)	0.681896			

Lampiran 14. Estimasi Parameter Regresi LINF dengan DLHAR dan DLHAR(-1)

Dependent Variable: LINF
 Method: Least Squares
 Date: 02/05/13 Time: 20:58
 Sample (adjusted): 1977 2011
 Included observations: 35 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.122250	0.107168	19.80295	0.0000
DLHAR	-0.152896	0.405757	-0.376818	0.7088
DLHAR(-1)	0.294713	0.412718	0.714078	0.4804
R-squared	0.021048	Mean dependent var		2.123279
Adjusted R-squared	-0.040136	S.D. dependent var		0.618140
S.E. of regression	0.630423	Akaike info criterion		1.996965
Sum squared resid	12.71786	Schwarz criterion		2.130281
Log likelihood	-31.94689	Hannan-Quinn criter.		2.042986
F-statistic	0.344012	Durbin-Watson stat		2.431368
Prob(F-statistic)	0.711510			

Lampiran 15. Estimasi Parameter Regresi LINF dengan DTJUB

Dependent Variable: LINF

Method: Least Squares

Date: 02/05/13 Time: 20:52

Sample (adjusted): 1976 2011

Included observations: 36 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.467185	0.213489	6.872415	0.0000
DTJUB	0.150700	0.043541	3.461121	0.0015
R-squared	0.260538	Mean dependent var		2.138000
Adjusted R-squared	0.238789	S.D. dependent var		0.615615
S.E. of regression	0.537108	Akaike info criterion		1.648718
Sum squared resid	9.808498	Schwarz criterion		1.736692
Log likelihood	-27.67693	Hannan-Quinn criter.		1.679423
F-statistic	11.97936	Durbin-Watson stat		2.186674
Prob(F-statistic)	0.001470			



Lampiran 16. Estimasi Parameter Regresi LINF dengan DTJUB dan DTJUB(-1)

Dependent Variable: LINF

Method: Least Squares

Date: 02/05/13 Time: 20:52

Sample (adjusted): 1977 2011

Included observations: 35 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.684535	0.263569	6.391247	0.0000
DTJUB	0.162507	0.043549	3.731559	0.0007
DTJUB(-1)	-0.063946	0.043551	-1.468309	0.1518

R-squared	0.312801	Mean dependent var	2.123279
Adjusted R-squared	0.269852	S.D. dependent var	0.618140
S.E. of regression	0.528193	Akaike info criterion	1.643106
Sum squared resid	8.927608	Schwarz criterion	1.776422
Log likelihood	-25.75436	Hannan-Quinn criter.	1.689127
F-statistic	7.282936	Durbin-Watson stat	2.231438
Prob(F-statistic)	0.002474		

Lampiran 17. Analisis of Variance

Regression Analysis: LINF versus DTJUB

The regression equation is
$$\text{LINF} = 1.47 + 0.151 \text{ DTJUB}$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P	VIF
Constant	1.4672	0.2135	6.87	0.000	
DTJUB	0.15070	0.04354	3.46	0.001	1.000

S = 0.537109 R-Sq = 26.1% R-Sq(adj) = 23.9%

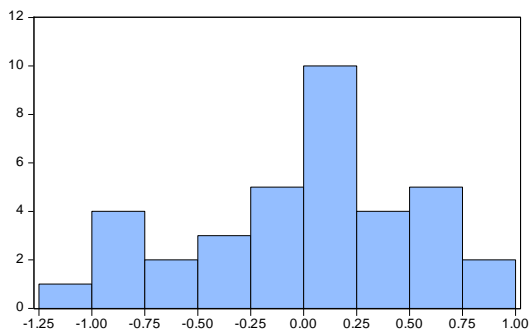
Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	1	3.4559	3.4559	11.98	0.001
Residual Error	34	9.8085	0.2885		
Total	35	13.2644			

Durbin-Watson statistic = 2.18667



Lampiran 18. Uji Normalitas Galat (Jarque-Bera)



Series: Residuals
Sample 1976 2011
Observations 36

Mean 2.93e-16
Median 0.101326
Maximum 0.982601
Minimum -1.221878
Std. Dev. 0.529380
Skewness -0.377114
Kurtosis 2.552214

Jarque-Bera 1.154059
Probability 0.561564



Lampiran 19. Uji Non Heterokedastisitas (Uji Glejser)

Heteroskedasticity Test: Glejser

F-statistic	2.370817	Prob. F(1,34)	0.1329
Obs*R-squared	2.346646	Prob. Chi-Square(1)	0.1256
Scaled explained SS	2.060831	Prob. Chi-Square(1)	0.1511

Test Equation:

Dependent Variable: ARESID

Method: Least Squares

Date: 02/05/13 Time: 21:41

Sample: 1976 2011

Included observations: 36

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.257010	0.119985	2.142009	0.0394
DTJUB	0.037679	0.024471	1.539746	0.1329

R-squared	0.065185	Mean dependent var	0.424731
Adjusted R-squared	0.037690	S.D. dependent var	0.307721
S.E. of regression	0.301866	Akaike info criterion	0.496288
Sum squared resid	3.098191	Schwarz criterion	0.584261
Log likelihood	-6.933177	Hannan-Quinn criter.	0.526993
F-statistic	2.370817	Durbin-Watson stat	2.191159
Prob(F-statistic)	0.132879		

Lampiran 20. Uji Non Autokorelasi (Uji Breusch-Godfrey)

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.365554	Prob. F(2,32)	0.6967
Obs*R-squared	0.804125	Prob. Chi-Square(2)	0.6689

Test Equation:

Dependent Variable: RESID

Method: Least Squares

Date: 02/05/13 Time: 21:39

Sample: 1976 2011

Included observations: 36

Presample missing value lagged residuals set to zero.

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.030037	0.225976	0.132922	0.8951
DTJUB	-0.005855	0.046174	-0.126806	0.8999
RESID(-1)	-0.156049	0.183584	-0.850013	0.4016
RESID(-2)	-0.041571	0.189826	-0.218993	0.8280
R-squared	0.022337	Mean dependent var		2.93E-16
Adjusted R-squared	-0.069319	S.D. dependent var		0.529380
S.E. of regression	0.547420	Akaike info criterion		1.737239
Sum squared resid	9.589408	Schwarz criterion		1.913186
Log likelihood	-27.27031	Hannan-Quinn criter.		1.798650
F-statistic	0.243703	Durbin-Watson stat		1.902720
Prob(F-statistic)	0.865177			