

HALAMAN JUDUL

PENERAPAN PERBANDINGAN *DISTRIBUTED LAG* UNTUK MEMODELKAN NILAI EKSPOR INDONESIA TERHADAP JEPANG DENGAN MENGGUNAKAN TRANSFORMASI KOYCK DAN ALMON

SKRIPSI

sebagai salah satu syarat untuk memperoleh gelar Sarjana Statistika

Oleh:

ZAH RATUL JANNAH

155090501111037



PROGRAM STUDI SARJANA STATISTIKA

JURUSAN STATISTIKA

FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM

UNIVERSITAS BRAWIJAYA

MALANG

2019

LEMBAR PENGESAHAN SKRIPSI

**PENERAPAN PERBANDINGAN *DISTRIBUTED LAG* UNTUK
MEMODELKAN NILAI EKSPOR INDONESIA TERHADAP
JEPANG DENGAN MENGGUNAKAN TRANSFORMASI
KOYCK DAN ALMON**

Oleh:

ZAHRATUL JANNAH

155090501111037

Setelah dipertahankan di depan Majelis Penguji

Pada tanggal 16 Juli 2019

dan dinyatakan memenuhi syarat untuk memperoleh gelar

Sarjana Statistika

Dosen Pembimbing

Rahma Fitriani, S.Si., M.Sc., Ph.D

NIP.197603281999032001

Mengetahui,

Ketua Jurusan Statistika

Fakultas MIPA Universitas Brawijaya

Rahma Fitriani, S.Si., M.Sc., Ph.D

NIP.197603281999032001

LEMBAR PERNYATAAN

Saya yang bertanda tangan di bawah ini:

Nama : Zahratul Jannah

NIM : 155090501111037

Jurusan : Statistika

Penulisan Skripsi Berjudul :

PENERAPAN PERBANDINGAN DISTRIBUTED LAG UNTUK MEMODELKAN NILAI EKSPOR INDONESIA TERHADAP JEPANG DENGAN MENGGUNAKAN TRANSFORMASI KOYCK DAN ALMON

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 termasuk di isi dan tertulis di daftar pustaka dalam Skripsi ini.**
- 2. Apabila kemudian 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, 16 Juli 2019

Yang menyatakan,

Zahratul Jannah

NIM. 155090501111037

PENERAPAN PERBANDINGAN *DISTRIBUTED LAG* UNTUK MEMODELKAN NILAI EKSPOR INDONESIA TERHADAP JEPANG DENGAN MENGGUNAKAN TRANSFORMASI KOYCK DAN ALMON

ABSTRAK

Model dinamis merupakan model yang menggambarkan variabel respon yang dipengaruhi nilai dari masa lalu, kelebihan pada model ini adalah membuat teori statis menjadi dinamis. Terdapat dua jenis model dinamis *distributed lag* yaitu model *Infinite Lag* dan model *Finite Lag*. Terdapat beberapa transformasi dalam menentukan persamaan *distributed lag* dugaan, yaitu transformasi Koyck dan transformasi Almon. Penelitian ini bertujuan untuk memodelkan pengaruh laju pertumbuhan nilai tukar rupiah terhadap US\$, terhadap laju pertumbuhan nilai ekspor Indonesia ke Jepang menggunakan model dinamis *distributed lag* dengan menggunakan transformasi Koyck dan Almon serta menentukan model efek jangka panjang berdasarkan hasil pendugaan dari kedua transformasi tersebut. Dari keduanya dipilih transformasi Almon sebagai transformasi yang lebih tepat. Serta, model efek jangka panjang yang dihasilkan adalah $Y_t = 2.946125 - 3.9821X_t^*$.

Kata Kunci: Model Dinamis, Model *Distributed Lag*, Transformasi Koyck, Transformasi Almon

COMPARATIVE APPLICATION OF DISTRIBUTED LAG TO MODEL INDONESIA EXPORT VALUE IN JAPAN USING KOYCK AND ALMON TRANSFORMATIONS

ABSTRACT

The dynamic model is a model that describes independent variables that are influenced by values from the past, the advantages of this model is to make static theory dynamic. There are two types of dynamic distributed lag models, are Infinite Lag model and Finite Lag model. There are several transformations in determining the alleged distributed lag equation, namely the Koyck transformation and Almon transformation. This study aims to model the effect of the growth rate of rupiah exchange rate on US \$, on the rate of growth in the value of Indonesian exports to Japan using a dynamic distributed lag model by using Koyck and Almon transformations and determining the long-term effects models based on the estimation results of the two transformations. From the two transformations, Almon transformation is chosen as more precise transformation. As well, the long-term effect model produced is $Y_t = 2.946125 - 3.9821X_t^*$

Kata Kunci: Dynamic Model, Distributed Lag Model, Koyck Transformation, Almon Transformation

KATA PENGANTAR

Puji dan syukur penulis panjatkan kepada Allah SWT yang telah memberikan rahmat dan karunia-Nya sehingga penulis dapat menyelesaikan Tugas Akhir yang berjudul “Penerapan Perbandingan *Distributed Lag* Untuk Memodelkan Nilai Ekspor Indonesia Terhadap Jepang Dengan Menggunakan Transformasi Koyck dan Almon” yang merupakan salah satu syarat untuk menyelesaikan pendidikan Program Sarjana Statistika.

Penulis menyadari bahwa dalam menyelesaikan penyusunan skripsi ini hingga selesai, penulis membutuhkan bantuan dan dukungan dari berbagai pihak. Oleh sebab itu, penulis ingin menyampaikan rasa terima kasih kepada.

1. Ibu Rahma Fitriani, S.Si., M.Sc., Ph.D selaku Dosen Pembimbing skripsi yang tidak pernah lelah dan selalu memberikan bimbingan, saran serta arahan dalam menyelesaikan skripsi ini dan selaku ketua Jurusan Statistika, Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam Universitas Brawijaya.
2. Ibu Nurjannah, S.Si., M.Phil., Ph.D selaku Dosen Penguji I atas waktu, masukan, saran, dan motivasi yang telah diberikan.
3. Ibu Prof. Dr. Ir. Ni Wayan Surya Wardhani, M.S. selaku Dosen Penguji II atas waktu, masukan, saran, dan motivasi yang telah diberikan.
4. Bapak Achmad Effendi, S.Si., M.Sc., Ph.D selaku Ketua Program Studi Sarjana Statistika Fakultas MIPA Universitas Brawijaya.
5. Mama Yarsel, Papa Ridwan dan kakak-kakak ku tercinta (Ta Era, Abang Ijik, Ta Opa, Da Mal, Ka Bella) serta kepoankan-keponakan ku tersayang (Rayya,Nana,Syahla,Gasta) yang selalu memberikan kasih sayang, dukungan, semangat serta do’a nya kepada penulis, yang selalu memotivasi penulis supaya segera lulus.
6. The Kunang-Kunang Kost (Rizki, Jijah, Tria) yang selalu bersama sedari awal merantau di Malang, yang selalu menjadi tempat keluh kesah penulis, serta selalu memberikan dukungan, selalu menjadi penghibur penulis dikala lelah, cape dan galau, sekaligus teman julid penulis.

7. Girl squad ku (a.k.a cabe-cabean) Eka, Cibi, Koi, Barbie, Dara, Bella, Rahmadian, Maul, Ulva, Khanza, Sasa, Tatra yang selalu memberi dukungan serta menemani penulis dari awal perkuliahan, serta tempat keluh kesah penulis, sekaligus teman julid penulis.
8. Teman-teman Statistika Universitas Brawijaya angkatan 2015 yang telah memberikan dukungan, bantuan, serta do'a.

Penulis menyadari bahwa masih banyak kekurangan dalam penulisan skripsi ini. Oleh karena itu, penulis mengharapkan kritik dan saran yang membangun serta bermanfaat untuk memperbaiki berbagai kekurangan. Semoga skripsi ini bermanfaat bagi para pembaca.

Malang, 16 Juli 2019

Penulis

DAFTAR ISI

	Hal.
HALAMAN JUDUL	i
LEMBAR PENGESAHAN SKRIPSI	ii
LEMBAR PERNYATAAN	iii
ABSTRAK	iv
ABSTRACT	v
KATA PENGANTAR	vi
DAFTAR ISI	viii
DAFTAR TABEL	xi
DAFTAR GAMBAR	xii
DAFTAR LAMPIRAN	xiii
BAB I PENDAHULUAN	1
1.1. Latar Belakang	1
1.2. Rumusan Masalah	4
1.3. Tujuan Penelitian.....	4
1.4. Manfaat Penelitian.....	4
1.5. Batasan Masalah.....	5
BAB II TINJAUAN PUSTAKA	7
2.1. Uji Stasioneritas	7
2.2. Regresi Linier Berganda.....	9
2.3. Metode Kuadrat Terkecil.....	10
2.4. Pengujian Koefisien Regresi	12
2.4.1. Uji Simultan	12
2.4.2. Uji Parsial.....	13
2.5. Koefisien Determinasi.....	14
2.6. Model Dinamis	14
2.6.1. Model <i>Distributed Lag</i>	14
2.7. Transformasi Untuk Pendugaan Parameter Persamaan Model Dinamis (<i>Distributed Lag</i>)	16
2.7.1. Transformasi Koyck.....	16

2.7.2. Transformasi <i>Almon</i>	19
2.8. Asumsi Klasik.....	23
2.8.1. Uji Asumsi Normalitas Sisaan.....	23
2.8.2. Uji Asumsi Homoskedastisitas.....	25
2.8.3. Uji Asumsi Non-Autokorelasi.....	26
2.8.4. Pendeteksian Multikolinieritas.....	27
2.9. Mendeteksi Autokorelasi dalam Model Autoregresif dengan Durbin <i>h</i> Test.....	28
2.10. <i>Shwarz's Information Criterion</i> (SIC).....	29
2.11. Cross Correlation Function (CCF).....	30
2.12. Tinjauan Non-Statistika.....	31
2.12.1. Ekspor.....	31
2.12.2. Nilai Tukar.....	32
BAB III METODE PENELITIAN.....	33
3.1. Sumber Data.....	33
3.2. Metode Penelitian.....	33
BAB IV HASIL DAN PEMBAHASAN.....	37
4.1. Uji Stasioneritas.....	37
4.2. <i>Cross Correlation Function</i> (CCF).....	39
4.3. Transformasi Koyck.....	41
4.3.1. Uji Asumsi Klasik Pada Model Transformasi Koyck.....	41
4.3.2. Pengujian Signifikansi Parameter Pada Model Berdasarkan Transformasi Koyck.....	44
4.3.3. Model Distributed <i>Lag</i> dan Model Efek Jangka Panjang dari Transformasi Koyck.....	45
4.4. Transformasi <i>Almon</i>	47
4.4.1. Uji Asumsi Klasik Pada Model Transformasi <i>Almon</i>	49
4.4.2. Pengujian Signifikansi Parameter Pada Model Berdasarkan Transformasi <i>Almon</i>	52

4.4.3. Model Distributed <i>Lag</i> dan Model Efek Jangka Panjang Pada Transformasi Almon	53
4.5. Pemilihan Model Terbaik.....	55
4.6. Interpretasi	56
BAB V PENUTUP.....	59
5.1. Kesimpulan	59
5.2. Saran.....	60
DAFTAR PUSTAKA.....	61
LAMPIRAN.....	63

[illegible]

DAFTAR TABEL

	Hal.
Tabel 2.1. Analisis Ragam Regresi.....	12
Tabel 3.1. Sumber Data yang Digunakan.....	33
Tabel 4.1. Hasil Uji Augmented Dickey-Fuller.....	39
Tabel 4.2. Pendugaan Parameter Model Transformasi Koyck.....	41
Tabel 4.3. Pendeteksian Multikolinieritas	43
Tabel 4.4. Pengujian Signifikansi Parameter Secara Parsial	44
Tabel 4.5. Pendugaan Parameter Model Transformasi Almon dengan $m = 2$	48
Tabel 4.6. Pendugaan Parameter Model Transformasi Almon dengan $m = 3$	48
Tabel 4.7. Hasil Tabel <i>Durbin-Watson</i>	50
Tabel 4.8. Pendeteksian Multikolinieritas	52
Tabel 4.9. Pengujian Signifikansi Parameter Secara Parsial	53
Tabel 4.10. Kriteria SIC	55

DAFTAR GAMBAR

	Hal.
Gambar 2.1. Skema Koyck.....	17
Gambar 2.2. Skema <i>Lag</i> -Polinomial Almon	19
Gambar 2.3. Garis Keputusan <i>Durbin Watson</i>	26
Gambar 3.1. Diagram Alir Metode Penelitian.....	36
Gambar 4.1. Plot Data Deret Waktu Laju Pertumbuhan Nilai Ekspor.....	37
Gambar 4.2. Plot Data Deret Waktu Laju Pertumbuhan Nilai Tukar.....	38
Gambar 4.3. <i>Cross-Correlogram</i>	40
Gambar 4.4. Plot residual terhadap waktu.....	50
Gambar 4.5. Plot residual (e_t terhadap e_{t-1}).....	51

DAFTAR LAMPIRAN

	Hal.
Lampiran 1. Data Laju Pertumbuhan Nilai Ekspor Indonesia ke Jepang (Y_t), Nilai Tukar Rupiah terhadap US\$ (X_t) dan Nilai Ekspor Indonesia ke Jepang satu tahun sebelumnya (Y_{t-1})	63
Lampiran 2. Uji Stasioneritas Pada Data Deret Waktu	66
Lampiran 3. Cross Correlation Function	67
Lampiran 4. Pendugaan Parameter Model Transformasi Koyck.....	70
Lampiran 5. Uji Asumsi Normalitas Sisaan Pada Model T.Koyck.....	71
Lampiran 6. Uji Asumsi Homoskedastisitas Pada T.Koyck	72
Lampiran 7. Pendeteksian Multikolinieritas Pada T.Koyck	74
Lampiran 8. Data Nilai Z_{mt}	75
Lampiran 9. Pendugaan Parameter Model T.Almon dengan $m = 2$	78
Lampiran 10. Pendugaan Parameter Model T.Almon dengan $m = 3$	79
Lampiran 11. Uji Asumsi Normalitas Sisaan Pada T.Almon.....	80
Lampiran 12. Uji Asumsi Homoskedastisitas Pada T.Almon.....	81
Lampiran 13. Pendeteksian Multikolinieritas Pada T.Almon	83
Lampiran 14. Menentukan Model Jangka Panjang Pada T.Almon	84

[illegible]

BAB I

PENDAHULUAN

1.1. Latar Belakang

Perdagangan internasional terdiri dari kegiatan ekspor dan impor. Impor adalah barang dan jasa yang diproduksi di luar negeri untuk dijual di dalam negeri dan ekspor merupakan barang dan jasa yang diproduksi di dalam negeri dan dijual secara bebas di luar negeri (Mankiw dkk., 2014). Pada persaingan perdagangan internasional, negara-negara di dunia sangat mengandalkan ekspor untuk meningkatkan perekonomian (Sunardi dkk., 2014).

Terdapat 223 negara yang menjadi tujuan ekspor Indonesia, dan Negara Cina, Amerika Serikat, Jepang, India, serta Singapura, merupakan lima negara tujuan ekspor Indonesia terbesar. Namun dalam kurun waktu lima tahun, yaitu sejak 2013 hingga 2017 ekspor Indonesia ke Negara Cina, Jepang, India, dan Singapura mengalami penurunan dan kenaikan hanya terjadi dengan Negara Amerika Serikat, dari empat negara tujuan ekspor Indonesia yang mengalami penurunan, ekspor Indonesia ke Negara Jepang mengalami penurunan terbesar, di mana dalam kurun waktu lima tahun tersebut ekspor Indonesia ke Jepang turun sebesar 11.33%. Hal ini merupakan penurunan terbesar dibandingkan dengan tiga negara lainnya.

Menurut Mankiw dkk., (2014) ada banyak faktor yang mungkin mempengaruhi ekspor dan impor suatu negara. Faktor-faktor tersebut adalah selera konsumen, harga barang, pendapatan konsumen, biaya transportasi, kebijakan pemerintah terhadap perdagangan internasional, dan nilai tukar.

Penelitian terhadap ekspor dan faktor-faktor penjelas yang mempengaruhi sudah pernah dilakukan oleh Wardhana (2011), dan Angkouw (2013). Hasil dari kedua penelitian tersebut menunjukkan bahwa nilai tukar berpengaruh terhadap ekspor. Pada umumnya penelitian-penelitian tersebut menggunakan regresi linier sederhana atau berganda, di mana pada analisis tersebut pengaruh waktu tidak

diperhitungkan. Berdasarkan penelitian-penelitian tersebut, maka dilakukan penelitian untuk mengkaji pengaruh nilai tukar terhadap ekspor Indonesia ke Jepang. Namun, pada penelitian ini akan digunakan model dinamis *distributed lag*, di mana pada model ini ingin melihat pengaruh dari perubahan nilai tukar yang terjadi pada beberapa periode sebelumnya terhadap ekspor Indonesia ke Jepang pada periode saat ini. Menentukan pendugaan *distributed lag* dengan menggunakan metode kuadrat terkecil dibutuhkan sebuah transformasi. Terdapat beberapa transformasi untuk menentukan persamaan *distributed lag* dugaan, antara lain transformasi Koyck dan transformasi Almon.

Model regresi dinamis pernah digunakan oleh Widayanti, (2003), penelitian tersebut menggunakan model dinamis *distributed lag* dengan transformasi Koyck dan Almon untuk menentukan persamaan *distributed lag* dugaan, dalam menentukan transformasi yang tepat untuk digunakan pada penelitian tersebut penentuan panjang *lag* maksimum ditentukan dengan menggunakan rumus $k = t^{1/3}$. Sedangkan, pada penelitian ini penentuan panjang *lag* maksimum, dilakukan dengan menggunakan *cross correlation function*, serta pada penelitian ini akan ditinjau mengenai efek jangka panjang pada model *distributed lag* dari transformasi Koyck dan Almon.

Menurut Gujarati dan Porter (2012), dalam ekonomi variabel ketergantungan Y (variabel respon) pada variabel-variabel lainnya X (variabel prediktor) jarang terjadi. Sangat sering Y merespon untuk X dengan efek perubahan X terhadap Y tidak terjadi saat itu juga. Supranto (1995), mengatakan model regresi dengan menggunakan data *time series* tidak hanya menggunakan pengaruh perubahan variabel prediktor terhadap variabel respon dalam kurun waktu yang sama dan selama periode pengamatan yang sama, tetapi juga menggunakan periode waktu sebelumnya.

Model dinamis memiliki kelebihan, di mana model dinamis membuat teori statis menjadi dinamis (Supranto, 1995). Model

regresi yang melibatkan data pada waktu t (sekarang) dan $t-1$, $t-2$ (waktu lampau) dan seterusnya dari variabel prediktor X , dinamakan model *distributed lag*. Jika model tersebut menggunakan satu atau lebih data masa lampau dari variabel respon Y di antara variabel prediktor X maka dinamakan model *autoregressive* (Gujarati dan Porter, 2012).

Transformasi Koyck digunakan untuk menentukan persamaan dinamis *distributed lag* dugaan yang panjang beda kala (*lag*) tidak diketahui. Koyck mengasumsikan bahwa koefisien-koefisien β menurun secara geometris ketika *lag* bertambah. Transformasi ini juga dapat digunakan untuk menentukan menduga model dinamis *autoregressive*, karena pada persamaan Koyck muncul variabel prediktor Y_{t-1} , yang merupakan sifat dari *autoregressive*. (Gujarati dan Porter, 2012).

Transformasi Almon merupakan transformasi yang digunakan untuk menentukan persamaan dinamis *distributed lag* dugaan yang panjang beda kala (*lag*) diketahui. Almon mengasumsikan bahwa β_i bisa dikira-kira dengan polinomial derajat yang sesuai. Transformasi Almon memiliki keunggulan dari pada transformasi Koyck di mana, transformasi ini dapat menghindari permasalahan pendugaan berkaitan dengan model autoregresif. Namun, transformasi Almon memiliki kelemahan yaitu, penentuan derajat dari polinomial dan nilai maksimum *lag* yang merupakan keputusan subjektif (Gujarati dan Porter, 2012).

Berdasarkan latar belakang yang telah disampaikan, penulis akan melakukan penelitian mengenai pemodelan dinamis *distributed lag* pada data laju pertumbuhan nilai ekspor Indonesia ke Jepang dengan menggunakan transformasi Koyck dan transformasi Almon dan menentukan model terbaik diantara kedua metode tersebut.

1.2. Rumusan Masalah

Berdasarkan pemaparan latar belakang yang telah disampaikan, maka rumusan masalah pada penelitian ini adalah.

- 1) Bagaimana menentukan model dinamis *distributed lag* laju pertumbuhan nilai ekspor Indonesia ke Jepang dengan menggunakan transformasi Koyck dan transformasi Almon?
- 2) Bagaimana menentukan efek jangka panjang pada model dinamis *distributed lag* dari transformasi Koyck dan Almon?
- 3) Bagaimana menentukan transformasi yang lebih baik untuk menduga pengaruh laju pertumbuhan nilai tukar pada *time lag* tertentu terhadap laju pertumbuhan nilai ekspor Indonesia ke Jepang diantara kedua transformasi tersebut?

1.3. Tujuan Penelitian

Tujuan dari penelitian ini adalah.

- 1) Memodelkan laju pertumbuhan nilai ekspor Indonesia ke Jepang menggunakan model dinamis *distributed lag* dengan menggunakan transformasi Koyck dan transformasi Almon.
- 2) Menentukan efek jangka panjang pada model dinamis *distributed lag* dari transformasi Koyck dan Almon.
- 3) Menentukan transformasi terbaik yang dapat digunakan untuk menduga pengaruh laju pertumbuhan nilai tukar pada *time lag* tertentu terhadap laju pertumbuhan nilai ekspor Indonesia ke Jepang dari kedua transformasi tersebut.

1.4. Manfaat Penelitian

Manfaat penelitian ini adalah.

- 1) Mengetahui cara menduga persamaan *distributed lag* dengan menggunakan transformasi Koyck dan transformasi Almon.
- 2) Mengetahui hubungan antara laju pertumbuhan nilai tukar rupiah terhadap US\$ dengan laju pertumbuhan nilai ekspor Indonesia ke Jepang berdasarkan model *distributed lag*.

- 3) Mengetahui hubungan efek jangka panjang dari model dinamis *distributed lag* antara laju pertumbuhan nilai tukar rupiah terhadap US\$ dengan laju pertumbuhan nilai ekspor Indonesia ke Jepang.
- 4) Sebagai bahan pertimbangan referensi bagi pihak yang ingin melakukan penelitian yang berhubungan dengan model *distributed lag*.

1.5. Batasan Masalah

Batasan masalah dalam penelitian ini adalah sebagai berikut.

- 1) Perbandingan dua transformasi hanya dikaji untuk kasus ekspor Indonesia ke Negara Jepang.
- 2) Variabel prediktor yang digunakan dalam penelitian ini adalah laju pertumbuhan nilai tukar rupiah terhadap US\$.
- 3) Derajat polinomial yang digunakan pada penelitian yaitu derajat kedua dan ketiga.
- 4) Pada penelitian ini tidak dilakukan penanganan asumsi.

[illegible][illegible]

BAB II

TINJAUAN PUSTAKA

2.1. Uji Stasioneritas

Dalam melakukan regresi dengan menggunakan variabel *time series* pada variabel-variabel *time series* lainnya, asumsi data stasioner terhadap waktu harus terpenuhi. Data *time series* sendiri adalah data yang di kumpulkan dari waktu ke waktu terhadap satu individu atau objek, jika data yang digunakan dalam model ada yang tidak stasioner terhadap rata-rata waktu, maka akan mengakibatkan *spurious regression*, yaitu regresi yang memiliki R^2 yang tinggi, namun tidak ada hubungan yang berarti diantara variabel-variabelnya.

Uji akar-akar unit dapat pula dipandang sebagai uji stasioneritas, salah satunya adalah uji yang dikembangkan oleh Dickey-Fuller yang dikenal dengan uji Dickey-Fuller atau uji Augmented Dickey-Fuller. Gujarati (1988) memformulasikan bentuk pengujian stasioneritas dengan *unit roots test* yang dapat diuraikan menggunakan persamaan (2.1).

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

Jika $\rho = 1$, maka persamaan (2.1) menjadi sebuah model *random walk*, yang merupakan salah satu bentuk data runtut waktu yang non-stasioner. Persamaan (2.1) tidak dapat diduga dengan OLS dan menguji hipotesis bahwa $\rho = 1$ dengan uji *t* biasa karena uji tersebut sangat bias pada kasus *unit root*. Oleh karena itu, persamaan (2.1) dikurangi Y_{t-1} sehingga diperoleh persamaan (2.2).

$$\begin{aligned} Y_t - Y_{t-1} &= \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + \varepsilon_t \\ \Delta Y_t &= (\rho - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t \\ \Delta Y_t &= \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2.2)$$

di mana, hipotesisnya adalah,

$H_0 : \delta = 0$ (terdapat *unit root*, tidak stasioner), vs

$H_1 : \delta < 0$ (tidak terdapat *unit root*, stasioner)

Dalam pengujian hipotesis nol, dimana $\delta = 0$ ($\delta = \rho - 1$) maka $\rho = 1$ penggunaan statistik t dalam pengujian ini menjadi tidak valid karena nilai t dari estimasi koefisien Y_{t-1} tidak mengikuti distribusi t , meskipun telah menggunakan sampel dalam jumlah besar, yang artinya tidak memiliki distribusi normal asimptotik. Maka dari itu, dikenalkan statistik τ (*tau*) sebagai nilai kritis untuk menguji $\delta = 0$, yang dikenal dengan *Dickey-Fuller test*.

Pengujian menggunakan *Dickey-Fuller test* mengasumsikan ε_t tidak berkorelasi. Untuk mengantisipasi adanya korelasi tersebut *Dickey-Fuller* mengembangkan pengujian diatas dengan nama *Augmented Dickey-Fuller test*. Uji ini memiliki tiga model persamaan :

$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \gamma_i \sum_{i=1}^m \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.3)$$

$$\Delta y_t = \beta_1 + \delta y_{t-1} + \gamma_i \sum_{i=1}^m \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

$$\Delta y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta y_{t-1} + \gamma_i \sum_{i=1}^m \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.5)$$

Dimana :

ΔY_t : *first difference* dari Y

β_1 : nilai konstan atau *intercept*

β_2 : koefisien regresi untuk *trend*

δ : koefisien regresi untuk *lag Y*

γ : koefisien regresi untuk *difference lag Y*

ε : *error*

m : *lag*

t : waktu

Parameter δ dapat diduga dengan menggunakan metode kuadrat terkecil biasa (*Ordinary Least Square*). Pendugaan parameter δ dengan metode OLS adalah mencari harga δ yang meminimumkan $\sum \varepsilon_t^2$. Sehingga diperoleh penduga parameter bagi δ adalah sebagai berikut.

$$\hat{\delta} = \frac{\sum y_t \Delta y_t}{\sum y_{t-1}^2} \quad (2.6)$$

Penduga $\hat{\delta}$ digunakan dalam menghitung statistik- τ untuk menguji hipotesis nol.

Statistik Uji :

$$\tau = \frac{\hat{\delta}}{se(\hat{\delta})} \quad (2.7)$$

Jika statistik- τ lebih besar dari nilai kritis ADF maka terima H_0 yang berarti terdapat akar unit (data tidak stasioner), dan jika statistik- τ lebih kecil dari nilai kritis ADF maka tolak H_0 , tidak terdapat akar unit (data stasioner).

2.2. Regresi Linier Berganda

Analisis regresi diartikan sebagai suatu analisis tentang ketergantungan suatu variabel kepada variabel lain (yaitu variabel prediktor) dalam rangka membuat pendugaan dari nilai rata-rata variabel respon dengan diketahuinya nilai variabel prediktor (Lains, 2003). Jika hanya terdapat satu variabel prediktor maka regresi yang terbentuk disebut sebagai regresi sederhana dan jika terdapat lebih dari satu variabel prediktor maka regresi yang terbentuk disebut regresi berganda. Model dari regresi linier berganda dapat dilihat pada persamaan (2.8) sebagai berikut.

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1t} + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_k X_{kt} + \varepsilon_t \quad (2.8)$$

Keterangan :

- Y_t : variabel respon pengamatan ke- t
- X_{jt} : variabel prediktor ke- j pengamatan ke- t
- β_0 : intersep
- β_j : koefisien regresi ke- j
- ε_t : sisaan ke- t
- $j = 1, 2, 3, \dots, k$
- $t = 1, 2, 3, \dots, T$

Persamaan (2.8) dapat diuraikan menjadi persamaan (2.9) di bawah ini:

$$\begin{aligned} Y_1 &= \beta_0 + \beta_1 X_{11} + \beta_2 X_{12} + \dots + \beta_k X_{1k} + \varepsilon_1 \\ Y_2 &= \beta_0 + \beta_1 X_{21} + \beta_2 X_{22} + \dots + \beta_k X_{2k} + \varepsilon_2 \\ &\vdots \\ Y_t &= \beta_0 + \beta_1 X_{t1} + \beta_2 X_{t2} + \dots + \beta_k X_{tk} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2.9)$$

Dalam notasi matriks persamaan (2.9) dapat ditulis menjadi seperti persamaan (2.10) di bawah ini.

$$\mathbf{Y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta} + \boldsymbol{\varepsilon} \quad (2.10)$$

di mana :

$$\mathbf{Y} = \begin{pmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_T \end{pmatrix}, \mathbf{X} = \begin{pmatrix} 1 & X_{11} & X_{12} & \dots & X_{1,p-1} \\ 1 & X_{21} & X_{22} & \dots & X_{2,p-1} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & X_{T1} & X_{T2} & \dots & X_{T,p-1} \end{pmatrix}, \boldsymbol{\beta} = \begin{pmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_{p-1} \end{pmatrix}, \boldsymbol{\varepsilon} = \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_T \end{pmatrix}$$

$t = 1, 2, 3, \dots, T$

2.3. Metode Kuadrat Terkecil

Metode Kuadrat Terkecil atau *Ordinary Least Square* (OLS) adalah metode yang digunakan untuk menduga β . Prinsip dasar dari OLS adalah meminimalkan kesalahan kuadrat (Ekananda, 2015). Persamaan dugaan dapat dituliskan menjadi persamaan (2.11) di bawah ini :

$$\begin{aligned} \mathbf{Y} &= \mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}} + \mathbf{e} \\ \mathbf{e} &= \mathbf{Y} - \mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}} \end{aligned} \quad (2.11)$$

Agar tujuan meminimalkan jumlah kuadrat sisaan dapat dievaluasi dengan mudah, jumlah kuadrat sisaan dinyatakan dalam bentuk skalar, yaitu $\mathbf{e}'\mathbf{e}$ (Ekananda, 2015). Pada persamaan (2.12) :

$$S(\mathbf{x}, \hat{\boldsymbol{\beta}}) = E[\mathbf{e}'\mathbf{e}] = E\left[(\mathbf{Y} - \mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}})'(\mathbf{Y} - \mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}})\right] \quad (2.12)$$

$S(\mathbf{x}, \hat{\boldsymbol{\beta}})$ adalah fungsi kuadrat sisaan sebagai fungsi dari $\mathbf{x}$ dan $\hat{\boldsymbol{\beta}}$. Susunan ruas kanan diuraikan menjadi seperti persamaan (2.13) berikut.

$$\begin{aligned} &(\mathbf{Y} - \mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}})'(\mathbf{Y} - \mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}}) \\ &= \mathbf{Y}'\mathbf{Y} - \hat{\boldsymbol{\beta}}'\mathbf{X}'\mathbf{Y} - \mathbf{Y}'\mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}} + \hat{\boldsymbol{\beta}}'\mathbf{X}'\mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}} \\ &= \mathbf{Y}'\mathbf{Y} - 2\hat{\boldsymbol{\beta}}'\mathbf{X}'\mathbf{Y} + \hat{\boldsymbol{\beta}}'\mathbf{X}'\mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}} \end{aligned} \quad (2.13)$$

Menentukan nilai $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ sehingga jumlah kuadrat sisaan terkecil adalah dengan cara menurunkan persamaan (2.13) terhadap $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ dan kemudian menentukan $\hat{\boldsymbol{\beta}}$ pada saat turunan pertama nol, seperti pada persamaan (2.14) berikut.

$$\begin{aligned} \frac{\partial S}{\partial \hat{\boldsymbol{\beta}}} &= -2\mathbf{X}'\mathbf{Y} + 2\mathbf{X}'\mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}} = 0 \\ \mathbf{X}'\mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}} &= \mathbf{X}'\mathbf{Y} \end{aligned} \quad (2.14)$$

Selanjutnya pada persamaan (2.14) kedua ruas dikalikan dengan $(\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}$ maka akan diperoleh hasil pada persamaan (2.15) sebagai berikut.

$$\begin{aligned} \mathbf{X}'\mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}} &= \mathbf{X}'\mathbf{Y} \\ (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{X}\hat{\boldsymbol{\beta}} &= (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{Y} \\ \hat{\boldsymbol{\beta}} &= (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{Y} \\ \hat{\boldsymbol{\beta}} &= (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}\mathbf{X}'\mathbf{Y} \end{aligned} \quad (2.15)$$

Keterangan :

$\mathbf{X}'$: transpos dari matriks $\mathbf{X}$

$\hat{\beta}$: penduga koefisien regresi.

2.4. Pengujian Koefisien Regresi

2.4.1. Uji Simultan

Uji simultan dilakukan untuk melihat pengaruh variabel prediktor secara bersama-sama terhadap variabel respon. Pengujian koefisien regresi secara simultan dapat menggunakan analisis varians (ANOVA), dengan hipotesis sebagai berikut.

Hipotesis :

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_j = 0, \text{ vs}$$

$$H_1: \text{paling tidak terdapat satu } j \text{ di mana } \beta_j \neq 0 (j = 1, 2, 3, \dots, p)$$

Analisis ragam ditunjukkan pada tabel (2.1) di bawah ini :

Tabel 2.1. Analisis Ragam Regresi

Sumber Keragaman (SK)	Derajat Bebas (db)	Jumlah Kuadrat (JK)	Kuadrat Tengah (KT)
Regresi	p	$\hat{\beta}'\mathbf{X}'\mathbf{Y} - n^{-1}(\mathbf{I}'\mathbf{Y})^2$	JK_{Regresi}/p
Sisaan	$n-(p+1)$	$\mathbf{Y}'\mathbf{Y} - \hat{\beta}'\mathbf{X}'\mathbf{Y}$	$JK_{\text{Galat}}/n-(p+1)$
Total	$n-1$	$\mathbf{Y}'\mathbf{Y} - n^{-1}(\mathbf{I}'\mathbf{Y})^2$	

Keterangan :

JK_{Regresi} : Jumlah Kuadrat Regresi

JK_{Galat} : Jumlah Kuadrat Sisaan

Statistik uji ditunjukkan pada persamaan (2.16).

$$\frac{\hat{\beta}'\mathbf{X}'\mathbf{Y} - n^{-1}(\mathbf{I}'\mathbf{Y})^2/p}{\mathbf{Y}'\mathbf{Y} - \hat{\beta}'\mathbf{X}'\mathbf{Y}/n-(p+1)} = \frac{KTR}{KTG} \sim F_{(p, n-(p+1))} \quad (2.16)$$

Pengambilan keputusan dengan membandingkan nilai statistik uji dengan $F_{(p,n-(p+1))}$, apabila nilai statistik uji lebih besar dari $F_{(p,n-(p+1))}$ maka keputusan yang diambil adalah tolak H_0 yang menyatakan terdapat hubungan linear antara variabel respon dan variabel prediktor. Selain dengan menggunakan daerah kritik keputusan juga dapat diambil dengan melihat p -value. P -value dibandingkan dengan alfa (α), apabila p -value kurang dari alfa (α) maka H_0 di tolak.

2.4.2. Uji Parsial

Uji parsial dilakukan untuk mengetahui pengaruh dari masing-masing variabel prediktor terhadap variabel respon. Pengujian setiap koefisien regresi parsial dapat menggunakan uji t . Hipotesis yang melandasinya adalah sebagai berikut.

Hipotesis :

$$H_0 : \beta_j = 0, \text{ vs}$$

$$H_1 : \beta_j \neq 0 \text{ (j = 1,2,3,...,p)}$$

Statistik uji ditunjukkan pada persamaan (2.17) :

$$\frac{\hat{\beta}_j - \beta_j}{se(\hat{\beta}_j)} = \frac{\hat{\beta}_j}{se(\hat{\beta}_j)} \sim t_{(n-p)} \quad (2.17)$$

dengan,

$$se(\hat{\beta}_j) = \hat{\sigma} \sqrt{c_{jj}}$$

$$\hat{\sigma} = \sqrt{\text{Kuadrat Tengah Galat}}$$

$$c_{jj} = \text{diagonal utama matriks } (\mathbf{X}'\mathbf{X})^{-1}$$

Pengambilan keputusan dengan membandingkan nilai statistik uji dengan tabel t , apabila nilai statistik uji lebih besar dari $t_{(n-p)}$ maka keputusan yang diambil adalah tolak H_0 yang berarti variabel prediktor berpengaruh terhadap variabel respon. Selain dengan menggunakan daerah kritis keputusan juga dapat diambil dengan melihat p -value. Di mana p -value dibandingkan dengan alfa (α), apabila p -value kurang dari alfa (α) maka H_0 di tolak.

2.5. Koefisien Determinasi

Koefisien determinasi menunjukkan besarnya persentase variasi seluruh variabel respon yang dapat diterangkan oleh persamaan regresi yang dihasilkan, sisanya dijelaskan oleh variasi variabel lain di luar model (Ekananda, 2015). Besarnya koefisien determinasi ditunjukkan pada persamaan berikut.

$$R^2 = 1 - \frac{JK_{Galat}}{JK_{Total}} \quad (2.18)$$

Penyesuaian R^2 disebut sebagai *adjusted R^2* ($Adj R^2$) merupakan koefisien determinasi yang mempertimbangkan derajat bebas dan merupakan persentase sumbangan pengaruh variabel prediktor secara serentak terhadap variabel respon, dengan rumus yang dapat dilihat pada persamaan (2.19) sebagai berikut.

$$R^2_{adjusted} = 1 - \frac{JK_{Galat}/db_{galat}}{JK_{Total}/db_{Total}} \quad (2.19)$$

2.6. Model Dinamis

Menurut Gujarati dan Porter (2012), dalam ekonomi variabel ketergantungan Y (variabel respon) pada variabel-variabel lainnya X (variabel prediktor) jarang terjadi. Sangat sering Y merespon untuk X dengan efek perubahan X terhadap Y tidak terjadi saat itu juga. Model dinamis merupakan model yang menggambarkan variabel respon yang dipengaruhi nilai dari masa lalu. Model dinamis memiliki kelebihan, di mana pada model dinamis membuat teori statis menjadi dinamis karena model regresi yang biasanya mengabaikan pengaruh waktu, melalui model dinamis waktu ikut diperhitungkan (Supranto, 1995).

2.6.1. Model *Distributed Lag*

Model *distributed lag* adalah model regresi yang melibatkan data pada waktu t (sekarang) dan $t-1$, $t-2$ (waktu lampau/selang waktu) dan seterusnya dari variabel prediktor X . Terdapat dua macam model *distributed lag*, yaitu.

a. Model *Infinite Lag*

Berikut merupakan model *infinite lag* seperti pada persamaan (2.20).

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \dots + \varepsilon_t \quad (2.20)$$

Pada persamaan (2.20) rentang dari selang waktu atau panjang beda kala tidak diketahui.

b. Model *Finite Lag*

Berikut merupakan model *finite lag* seperti pada persamaan (2.21).

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \dots + \beta_k X_{t-k} + \varepsilon_t \quad (2.21)$$

Pada persamaan (2.21) rentang dari selang waktu atau panjang beda kala diketahui yaitu, sebanyak k .

Koefisien β_0 dikenal sebagai pengganda jangka pendek (*short-run multiplier*) karena koefisien ini menunjukkan perubahan dalam nilai rata-rata Y sebagai akibat perubahan satuan dalam X pada periode waktu (t) yang sama. Jika perubahan dalam X dipertahankan pada *level* yang sama sesudahnya, maka, $(\beta_0 + \beta_1)$ menunjukkan perubahan dalam nilai rata-rata Y pada periode selanjutnya, $(\beta_0 + \beta_1 + \beta_2)$ pada periode selanjutnya dan seterusnya. Penjumlahan parsial ini disebut pengganda sementara (*interim multipliers*). Setelah periode k diperoleh maka,

$$\sum_{i=0}^k \beta_i = \beta_0 + \beta_1 + \beta_2 + \dots + \beta_k = \beta \quad (2.22)$$

Persamaan (2.22) merupakan pengganda jangka panjang (*long-run, distributed lag multiplier*) (Gujarati, 1988).

Terdapat beberapa kelemahan pada model *distributed lag* yaitu, pertama jika dalam model panjang *lag* maksimum yang dimasukkan terlalu banyak, akan menyebabkan berkurangnya derajat bebas (*degree of freedom*), yang dapat mengurangi kemampuan dalam pengambilan keputusan statistik. Selanjutnya, pada persamaan (2.20) dan (2.21), nilai dari X_{t-1} , X_{t-2} , X_{t-3} , dan seterusnya diperoleh

dari variabel prediktor X_t yang sama, di mana hal ini menyebabkan antar variabel prediktor saling bekorelasi tinggi, yang mengindikasikan adanya multikolinieritas. Multikolinieritas dapat menyebabkan pendugaan yang tidak tepat, yaitu *standard error*-nya yang cenderung besar, memiliki kecenderungan untuk menyatakan bahwa koefisien *lag* secara statistik tidak signifikan dalam uji *t*.

Berdasarkan kelemahan-kelemahan yang telah disebutkan, maka pada model dinamis *distributed lag* perlu dilakukan sebuah transformasi untuk mengurangi permasalahan-masalahan yang akan muncul pada pendugaan parameter persamaan model *distributed lag*.

2.7. Transformasi Untuk Pendugaan Parameter Persamaan Model Dinamis (*Distributed Lag*)

Menentukan persamaan *distributed lag* dugaan, dapat menggunakan transformasi sebagai berikut.

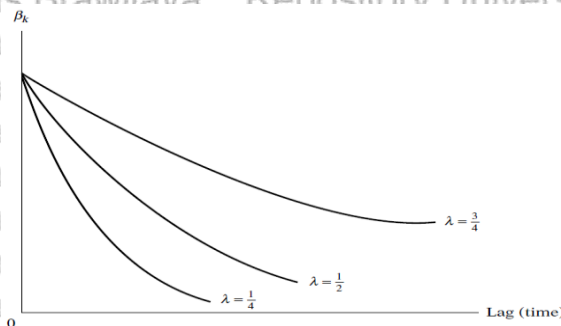
2.7.1. Transformasi Koyck

Menduga parameter model *distributed lag* dengan pendekatan Koyck, digunakan persamaan (2.20) di mana panjang beda kala tidak terhingga. Koyck mengusulkan sebuah metode untuk memperkirakan model *distributed lag*, dengan mengasumsikan bahwa β mempunyai tanda yang sama, dan nilai koefisien menurun secara geometris, yang ditunjukkan pada persamaan (2.23) sebagai berikut.

$$\beta_k = \beta_0 \lambda^k \quad k = 0, 1, 2, \dots \quad (2.23)$$

di mana :

λ : tingkat penurunan dari *distributed lag* dengan nilai $0 < \lambda < 1$.



Gambar 2.1. Skema Koyck

Persamaan (2.23) menunjukkan bahwa semakin jauh koefisien kembali ke masa lalu, efeknya terhadap Y_t secara bertahap akan semakin kecil. Menurut Ekananda (2014) terdapat 3 asumsi dari aturan Koyck :

1. Nilai λ non-negatif sehingga β_k selalu mempunyai tanda yang sama
2. $\lambda < 1$ maka bobot β_k semakin kecil semakin jauh periodenya
3. Aturan Koyck menjamin bahwa jumlah β adalah penjumlahan jangka panjang, yaitu sebagai berikut.

$$\sum_{k=0}^{\infty} \beta_k = \frac{\beta_0}{1-\lambda} \quad (2.24)$$

Berdasarkan persamaan (2.23), maka persamaan (2.20) dapat dituliskan sebagai berikut :

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_0 \lambda X_{t-1} + \beta_0 \lambda^2 X_{t-2} + \dots + \varepsilon_t \quad (2.25)$$

Pada model (2.25) sulit untuk dilakukan pendugaan parameter karena akibat dari banyaknya parameter yang harus diduga dan parameter λ dalam bentuk yang non-linear. Sehingga, Koyck memecahkan masalah tersebut dengan melakukan lag satu periode pada persamaan (2.25), maka diperoleh persamaan seperti pada persamaan (2.26).

$$Y_{t-1} = \alpha + \beta_0 X_{t-1} + \beta_0 \lambda X_{t-2} + \beta_0 \lambda^2 X_{t-3} + \dots + \varepsilon_{t-1} \quad (2.26)$$

Kedua ruas pada persamaan (2.26) dikalikan dengan λ , diperoleh :

$$\lambda Y_{t-1} = \lambda \alpha + \beta_0 \lambda X_{t-1} + \beta_0 \lambda^2 X_{t-2} + \beta_0 \lambda^3 X_{t-3} + \dots + \lambda \varepsilon_{t-1} \quad (2.27)$$

kemudian persamaan (2.25) dikurangkan dengan (2.27), diperoleh :

$$Y_t - \lambda Y_{t-1} = (\alpha - \lambda \alpha) + \beta_0 X_t + (\varepsilon_t - \lambda \varepsilon_{t-1}) \quad (2.28)$$

persamaan (2.28) dapat dituliskan menjadi seperti persamaan (2.29) berikut :

$$Y_t = \alpha(1 - \lambda) + \beta_0 X_t + \lambda Y_{t-1} + v_t \quad (2.29)$$

dengan, $v_t = \varepsilon_t - \lambda \varepsilon_{t-1}$

Prosedur-prosedur yang dilakukan di atas hingga mendapatkan persamaan (2.29) dikenal sebagai Transformasi *Koyck*. Persamaan (2.29) dinamakan dengan model Koyck, di mana persamaan ini yang akan digunakan untuk pendugaan parameter. Pada persamaan (2.29) lebih sederhana bila dibandingkan dengan persamaan (2.25) karena hanya menduga tiga parameter yaitu, $\alpha(1 - \lambda)$, β , dan λ . Kemudian untuk menentukan koefisien *distributed lag* dugaan digunakan rumus:

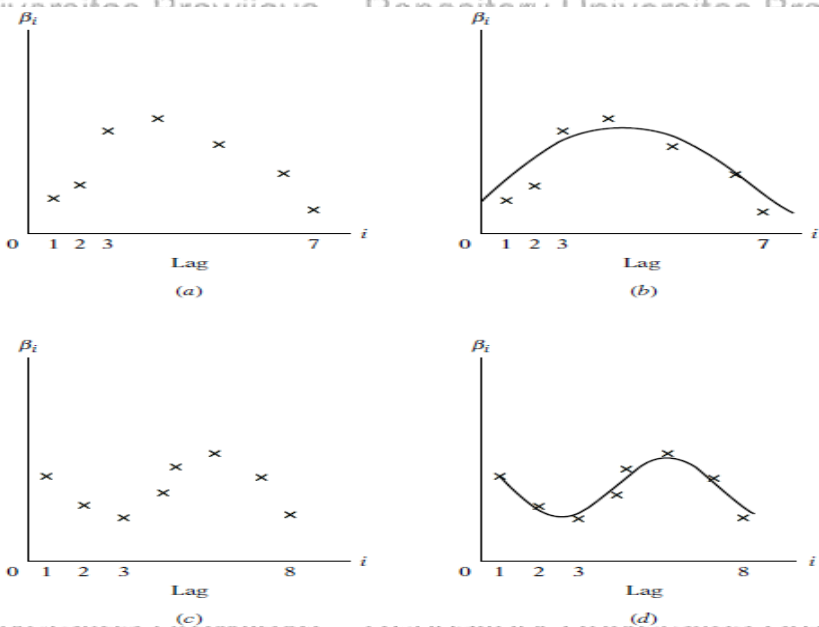
$$\hat{\alpha} = \frac{\hat{\alpha}^*}{1 - \hat{\lambda}} \quad (2.30)$$

$$\hat{\beta}_k = \hat{\beta}_0 \hat{\lambda}^k \quad (2.31)$$

Pada persamaan (2.29) dapat dilihat bahwa Y_{t-1} muncul sebagai variabel prediktor, yang merupakan sifat *autoregressive*. Sehingga transformasi Koyck juga dapat digunakan untuk menentukan model dinamis *autoregressive* dugaan. Dalam model yang sudah ditransformasikan, $v_t = \varepsilon_t - \lambda \varepsilon_{t-1}$, sifat v_t sangat bergantung pada ε_t , sehingga kemungkinan akan menimbulkan masalah korelasi serial (Ekananda, 2014). Pendeteksian korelasi serial pada *error term* yang muncul pada model *autoregressive*, dapat menggunakan *Durbin h test*.

2.7.2. Transformasi Almon

Meskipun banyak digunakan, model *distributed lag* Koyck yang didasarkan pada asumsi bahwa koefisien β menurun secara geometris ketika *lag* bertambah, terlalu membatasi untuk beberapa situasi. Transformasi Almon memberikan sebuah metode fleksibel yaitu koefisien β bisa naik dan turun (Gujarati dan Porter, 2012). Berikut merupakan skema *lag* polinomial transformasi Almon ditunjukkan pada Gambar (2.2).



Gambar 2.2. Skema Lag-Polinomial Almon

Model yang digunakan dalam transformasi Almon merupakan model *finite lag* (2.21), yang dapat diringkaskan menjadi:

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=0}^k \beta_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.32)$$

Berdasarkan teori matematika yang dikenal dengan teorema *Weierstrass*, Almon mengasumsikan bahwa β_i dapat dikira-kira oleh polinomial dalam i yang memiliki derajat, dengan i merupakan

panjang beda kala (*lag*). Jika β mengikuti polinomial derajat kedua seperti pada gambar (2.2.a), maka dapat ditulis seperti pada persamaan (2.33) berikut.

$$\beta_i = a_0 + a_1 i + a_2 i^2 \quad (2.33)$$

Namun, jika β mengikuti polinomial derajat ketiga seperti pada gambar (2.2.c), maka dapat ditulis seperti pada persamaan (2.34) berikut.

$$\beta_i = a_0 + a_1 i + a_2 i^2 + a_3 i^3 \quad (2.34)$$

Persamaan (2.33) dan (2.34) secara umum dapat ditulis menjadi persamaan (2.35) berikut.

$$\beta_i = a_0 + a_1 i + a_2 i^2 + \dots + a_m i^m \quad (2.35)$$

Persamaan (2.35) merupakan sebuah polinomial derajat ke- m dari i , yang diasumsikan bahwa m (derajat dari polinomial) lebih kecil dari k (besar maksimum dari *lag*). Misal, jika β mengikuti polinomial derajat kedua, maka dengan mensubstitusikan persamaan (2.33) ke persamaan (2.32), diperoleh persamaan (2.36) sebagai berikut.

$$\begin{aligned} Y_t &= \alpha + \sum_{i=0}^k (a_0 + a_1 i + a_2 i^2) X_{t-i} + \varepsilon_t \\ &= \alpha + a_0 \sum_{i=0}^k X_{t-i} + a_1 \sum_{i=0}^k i X_{t-i} + a_2 \sum_{i=0}^k i^2 X_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2.36)$$

dengan,

$$\begin{aligned} Z_{0t} &= \sum_{i=0}^k X_{t-i} \\ Z_{1t} &= \sum_{i=0}^k i X_{t-i} \\ Z_{2t} &= \sum_{i=0}^k i^2 X_{t-i} \end{aligned} \quad (2.37)$$

maka persamaan (2.36) dapat ditulis seperti persamaan (2.38) berikut.

$$Y_t = \alpha + a_0 Z_{0t} + a_1 Z_{1t} + a_2 Z_{2t} + \varepsilon_t \quad (2.38)$$

Persamaan (2.38) bila dituliskan dengan persamaan regresi dugaan, ditunjukkan seperti pada persamaan (2.39).

$$\hat{Y}_t = \hat{\alpha} + \hat{a}_0 Z_{0t} + \hat{a}_1 Z_{1t} + \hat{a}_2 Z_{2t} \quad (2.39)$$

Dalam transformasi Almon Y_t diregresikan dengan variabel Z yang dikonstruksi, dan bukan dengan variabel X yang asli. Persamaan (2.38) dapat diduga dengan menggunakan Metode Kuadrat Terkecil. Penduga $\hat{\alpha}$ dan $\hat{a}_i$ yang diperoleh akan mempunyai sifat-sifat statistik yang diinginkan jika *error* memenuhi asumsi-asumsi dari model regresi linear klasik (Gujarati dan Porter, 2012). Setelah penduga $\hat{a}_i$ diperoleh dari persamaan (2.38), maka koefisien $\hat{\beta}_i$ dapat diduga dari persamaan (2.33) (atau yang lebih umum dari persamaan 2.35) sebagai berikut.

$$\begin{aligned} \hat{\beta}_0 &= \hat{a}_0 \\ \hat{\beta}_1 &= \hat{a}_0 + \hat{a}_1 + \hat{a}_2 \\ \hat{\beta}_2 &= \hat{a}_0 + 2\hat{a}_1 + 4\hat{a}_2 \\ \hat{\beta}_3 &= \hat{a}_0 + 3\hat{a}_1 + 9\hat{a}_2 \\ &\vdots \\ \hat{\beta}_k &= \hat{a}_0 + k\hat{a}_1 + k^2\hat{a}_2 \end{aligned} \quad (2.40)$$

Model jangka panjang pada transformasi Almon ditunjukkan pada persamaan (2.41) yang dijabarkan pada Lampiran 14 sebagai berikut:

$$Y_t^* = \alpha + \left\{ (k+1)a_0 + \left(\sum_{i=1}^k i a_1 \right) + \left(\sum_{i=1}^k i^2 a_1 \right) + \dots + \left(\sum_{i=1}^k i^m a_m \right) \right\} X_t^* + \varepsilon_t \quad (2.41)$$

Sebelum menerapkan transformasi Almon, ada beberapa masalah praktis yang harus diselesaikan terlebih dahulu (Gujarati dan Porter, 2012) :

1. Menentukan panjang maksimum dari lag k , di mana peneliti memutuskan panjang lag secara subjektif, hal ini merupakan salah satu kelemahan pada transformasi Almon.
2. Setelah menentukan nilai k , selanjutnya adalah menentukan derajat polinomial m . Secara umum, derajat polinomial sedikitnya harus lebih besar satu dari jumlah titik balik dalam kurva yang menghubungkan β ke i . Misal, pada gambar (2.2.c) terdapat dua titik belok, maka dari itu derajat polinomial yang cocok merupakan polinomial berderajat tiga. Akan tetapi, pada prakteknya seseorang tidak mungkin mengetahui banyaknya titik belok, sehingga pemilihan m dilakukan secara subjektif. Almon menyarankan menggunakan derajat polinomial kedua dan ketiga untuk menentukan persamaan Almon. Dalam menentukan derajat polinomial yang cocok dapat menggunakan kriteria informasi Akaike dan Schwarz.
3. Setelah menentukan k dan m , Z sudah bisa dibentuk, di mana Z merupakan kombinasi linear dari X , sehingga di antara Z sangat mungkin akan mengalami multikolinearitas.

Kelebihan transformasi Almon adalah.

1. Transformasi Almon memberikan sebuah metode fleksibel yang dapat digunakan pada berbagai struktur lag , yang berarti koefisien β bisa naik dan turun, sedangkan transformasi Koyck sebaliknya, cukup kaku karena asumsi β yang menurun secara geometris.
2. Transformasi Almon tidak akan memasukkan Y_{t-1} sebagai variabel prediktor dalam model, sehingga dapat menghindari persoalan yang akan timbul dalam pendugaan.
3. Jika penggunaan polinomial derajat rendah dapat dilakukan, maka jumlah koefisien α_i yang diduga akan lebih sedikit dari jumlah koefisien aslinya (β).

2.8. Asumsi Klasik

Model regresi yang diperoleh dari hasil perhitungan pendugaan dengan metode kuadrat terkecil (OLS) dari koefisien regresi adalah penduga tak bias linear terbaik (*best linear unbiased estimator* – BLUE) jika asumsi-asumsi dari model tersebut terpenuhi (Firdaus, 2011). Berikut beberapa asumsi klasik yang harus terpenuhi.

2.8.1. Uji Asumsi Normalitas Sisaan

Sisaan model regresi berdistribusi normal merupakan salah satu hal yang harus terpenuhi dalam menggunakan analisis regresi. Uji normalitas bertujuan untuk menguji apakah sisaan berdistribusi normal atau tidak. Untuk menguji asumsi tersebut digunakan sisaan.

Model regresi yang baik adalah memiliki nilai sisaan yang berdistribusi normal, jika asumsi ini terlanggar, maka model regresi menjadi tidak valid atau bias terutama untuk contoh kecil, sehingga perlu dilakukan transformasi (logaritma atau akar kuadrat), pemangkasan data pencilan atau menambah data untuk mengatasi sisaan yang tidak normal.

Salah satu statistik uji yang biasa digunakan untuk menguji asumsi kornormalan sisaan adalah uji *Jarque-Bera*. Uji normalitas *Jarque-Bera* adalah sebuah pengujian dengan sampel yang berukuran besar dan didasarkan pada sisaan OLS. Pengujian diawali dengan menghitung *skewness* dan *kurtosis* yang mengukur sisaan OLS (Gujarati dan Porter, 2010), dengan hipotesis sebagai berikut.

Hipotesis :

$H_0 : \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$ (sisaan berdistribusi normal), vs

$H_1 : \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$ (sisaan tidak berdistribusi normal)

Statistik uji *Jarque-Bera* ditunjukkan pada persamaan (2.42).

$$Jarque\ Berra = n \left[\frac{S^2}{6} + \frac{(K-3)^2}{24} \right] \quad (2.42)$$

dengan,

$$\begin{aligned}
 S &= \frac{\hat{\mu}_3}{\hat{\sigma}^3} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (e_i - \bar{e})^3}{\left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (e_i - \bar{e})^2 \right]^{\frac{3}{2}}} \\
 &= \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (e_i - 0)^3}{\left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (e_i - 0)^2 \right]^{\frac{3}{2}}} \\
 &= \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (e_i)^3}{\left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (e_i)^2 \right]^{\frac{3}{2}}} \quad (2.43)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 K &= \frac{\hat{\mu}_4}{\hat{\sigma}^4} = \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (e_i - \bar{e})^4}{\left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (e_i - \bar{e})^2 \right]^2} \\
 &= \frac{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (e_i)^4}{\left[\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (e_i)^2 \right]^2} \quad (2.44)
 \end{aligned}$$

keterangan :

- n : ukuran sampel
- S : koefisien skewness
- K : koefisien kurtosis
- e : sisaan dari model

Pengambilan keputusan Uji *Jarque-Bera* dapat dilihat dari statistik uji dan *p-value*, dengan membandingkan nilai statistik uji *JB* dengan $\chi^2_{(2;\alpha)}$, apabila nilai statistik uji *JB* kurang dari $\chi^2_{(2;\alpha)}$ maka keputusan yang diambil adalah menerima H_0 yang menyatakan sisaan menyebar normal. Sedangkan untuk *p-value* dibandingkan dengan alfa (α), apabila *p-value* lebih besar dari alfa (α) maka H_0 diterima.

2.8.2. Uji Asumsi Homoskedastisitas

Heterokedastisitas adalah suatu gejala di mana sisaan dari suatu persamaan regresi berubah-ubah pada suatu rentang data tertentu. Heterokedastisitas biasanya muncul pada data *cross-section* dan jarang terjadi pada data *time series*. Dampak dari adanya heterokedastisitas adalah tidak efisiennya proses pendugaan, sementara hasil pendugaannya sendiri tetap konsisten dan tidak bias, serta mengakibatkan hasil uji *t* dan uji *F* dapat menjadi tidak berguna (Ekananda, 2015).

Pendeteksian heterokedastisitas dapat dilakukan dengan uji *Glejser LM*. *Glejser* mempertimbangkan regresi nilai absolut $|e_t|$, terhadap variabel prediktor (*X*) yang dianggap berhubungan dekat dengan varians heterokedastis σ_n^2 .

$$e_t = Y_t - \hat{Y}_t \quad (2.45)$$

$$|e_t| = b_1 + b_2 X_{2t} + \dots + b_p X_{pt} + v_t \quad (2.46)$$

Pada uji *Glejser LM* nilai sisaan absolut dijadikan variabel respon dari regresi dengan variabel prediktor pada model awal, dengan hipotesis yang digunakan adalah sebagai berikut.

Hipotesis :

$$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_n^2 = \sigma^2, \text{ vs}$$

$$H_1 : \text{paling sedikit satu } \sigma_i^2 \neq \sigma^2 \text{ (i = 1, 2, 3, \dots, n)}$$

Statistik uji ditunjukkan pada persamaan (2.47) :

$$LM = nR^2 \sim \chi_{p-1}^2 \quad (2.47)$$

Pengambilan keputusan Uji *Glejser LM* dapat dilihat dari statistik uji dan *p-value*, dengan membandingkan nilai statistik uji *Glejser LM* dengan χ_{p-1}^2 , apabila nilai statistik uji *Glejser LM* kurang dari χ_{p-1}^2 maka keputusan yang diambil adalah menerima H_0 yang menyatakan ragam sisaan konstan. Sedangkan untuk *p-value* dibandingkan dengan alfa (α), apabila *p-value* lebih besar dari alfa (α) maka H_0 di terima.

2.8.3. Uji Asumsi Non-Autokorelasi

Autokorelasi dapat diartikan sebagai korelasi di antara pengamatan yang diurutkan berdasarkan waktu (data *time series*) atau tempat (data *cross-section*). Model yang baik adalah yang tidak mengandung autokorelasi. Keberadaan autokorelasi akan tetap membuat penduga-penduga OLS masih linear dan tidak bias, serta konsisten dan secara asimtotis terdistribusi normal, tetapi penduga-penduga tersebut tidak lagi efisien (Gujarati dan Porter, 2012).

Menurut Gujarati dan Porter (2012), pengujian yang paling populer untuk mendeteksi korelasi serial adalah uji yang dikembangkan oleh ahli statistik Durbin dan Watson atau yang dikenal dengan uji statistik *d* Durbin-Watson, di mana hipotesis yang digunakan sebagai berikut.

Hipotesis :

$H_0 : \rho = 0$ (tidak terdapat autokorelasi), vs

$H_1 : \rho \neq 0$ (terdapat autokorelasi)

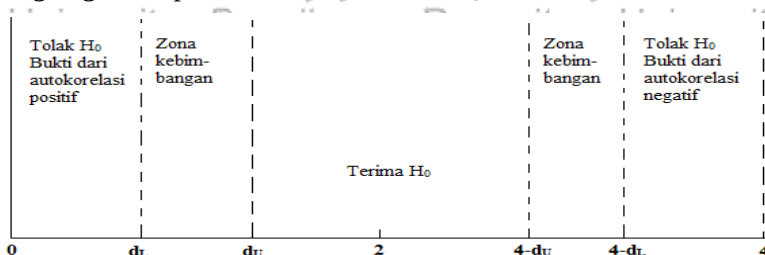
Statistik Uji :

$$d = \frac{\sum_{t=2}^{t=n} (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=2}^{t=n} e_t^2} \quad (2.48)$$

di mana :

$e_t : Y_t - \hat{Y}_t$ (sisaan dari model)

dengan garis keputusan,



Gambar 2.3. Garis Keputusan Durbin Watson

Pengambilan keputusan uji d Durbin-Watson dapat dilihat dari statistik uji. Jika nilai d lebih besar dari d_U dan kurang dari $4-d_U$ ($d_U < d < 4-d_U$), maka dapat diputuskan H_0 diterima yang menyatakan bahwa tidak ada autokorelasi positif ataupun negatif.

2.8.4. Pendeteksian Multikolinieritas

Uji multikolinearitas digunakan untuk mengetahui ada atau tidaknya hubungan linear antar variabel prediktor dalam model regresi. Konsekuensi dari adanya multikolinearitas adalah jika terdapat kolinearitas sempurna di antara variabel prediktor, maka koefisien regresi tidak dapat ditentukan dan *standard error*-nya tidak dapat didefinisikan. Jika kolinearitas tinggi, tetapi tidak sempurna, maka pendugaan dari koefisien regresi masih dimungkinkan, tetapi nilai *standard error*-nya cenderung besar, yang menyebabkan nilai populasi dari koefisien-koefisien tidak dapat diduga dengan tepat (Gujarati dan Porter, 2012).

Pendeteksian multikolinearitas dapat menggunakan metode pengujian dengan melihat nilai *Variance Inflation Factor* (VIF) pada model regresi. Jika nilai VIF sebesar atau lebih besar dari 10, maka variabel tersebut mempunyai persoalan multikolinearitas dengan variabel prediktor lainnya. Pendeteksian multikolinieritas di uji pada persamaan (2.29) dan (2.38), dengan rumus VIF ditunjukkan pada persamaan (2.49).

$$VIF = \frac{1}{1 - R_j^2} \quad (2.49)$$

Keterangan :

R_j^2 : koefisien determinasi dari *auxiliary regression* (regresi dengan X_j sebagai variabel respon, dan X lainnya sebagai variabel prediktor)

$j = 1, 2, \dots, p$

2.9. Mendeteksi Autokorelasi dalam Model Autoregresif dengan Durbin h Test

Salah satu asumsi pada uji statistik d Durbin-Watson yaitu, model regresi tidak memasukkan nilai masa lalu dari variabel respon sebagai salah satu variabel prediktor. Sehingga untuk menguji apakah terdapat korelasi serial pada *error term* yang muncul pada model *autoregressive*, tidak dapat menggunakan uji statistik d Durbin-Watson (Gujarati dan Porter, 2012). Durbin mengusulkan tes sampel besar dari orde pertama (*first order*) korelasi serial dalam model autoregresif (persamaan 2.23), yaitu tes h Durbin. Statistik h mengikuti distribusi normal standar yaitu,

$$h_{asy} \sim N(0,1)$$

Hipotesis yang melandasinya adalah.

$H_0 : \rho = 0$ (tidak terdapat autokorelasi tingkat satu pada model *autoregressive*), vs

$H_1 : \rho \neq 0$ (terdapat autokorelasi tingkat satu pada model *autoregressive*)

Statistik uji h , yang digunakan sebagai berikut.

$$h = \hat{\rho} \sqrt{\frac{n}{1 - n[\text{var}(\lambda)]}} \quad (2.50)$$

di mana $\hat{\rho}$ dapat diperoleh dari persamaan (2.48), sebagai berikut.

$$d = \frac{\sum e_t^2 + \sum e_{t-1}^2 - 2 \sum e_t e_{t-1}}{\sum e_t^2} \quad (2.51)$$

dikarenakan $\sum e_t^2$ dan $\sum e_{t-1}^2$ hanya berbeda satu observasi, maka dianggap setara dan ditetapkan $\sum e_t^2 \approx \sum e_{t-1}^2$, maka persamaan (2.51) dapat ditulis sebagai berikut :

$$d \approx 2 \left(1 - \frac{\sum e_t e_{t-1}}{\sum e_t^2} \right) \quad (2.52)$$

dengan $\hat{\rho}$ definisikan

$$\hat{\rho} = \frac{\sum e_t e_{t-1}}{\sum e_t^2} \quad (2.53)$$

sehingga persamaan (2.52) dapat dituliskan sebagai berikut.

$$d \approx 2(1 - \hat{\rho})$$

$$\hat{\rho} \approx 1 - \frac{d}{2} \quad (2.54)$$

keterangan :

n : ukuran sampel

$\text{var}(\lambda)$: varians koefisien lag Y_{t-1} (model 2.29)

$\hat{\rho}$: penduga dari orde pertama korelasi serial ρ

d : nilai statistik uji d Durbin-Watson

Pengambilan keputusan dengan membandingkan nilai statistik $|h|$ dengan $Z_{\alpha/2}$, apabila $|h|$ hitung lebih besar dari $Z_{\alpha/2}$, maka keputusan yang diambil adalah tolak H_0 yang berarti terdapat bukti autokorelasi tingkat satu pada model *autoregressive*.

2.10. *Shwarz's Information Criterion (SIC)*

Pada perbandingan model, terdapat beberapa kriteria yang digunakan untuk memilih diantara model yang dibandingkan tersebut. Pemilihan model terbaik dapat dengan menggunakan rumus *Shwarz's Information Criterion (SIC)*. Model terbaik dipilih dengan melihat nilai SIC yang dihasilkan, di mana semakin rendah nilai SIC, maka model semakin baik (Gujarati dan Porter, 2012). Adapun rumus yang digunakan untuk mengetahui nilai SIC seperti pada persamaan (2.45) berikut.

$$SIC = n^{k/n} \frac{\sum_{i=1}^n e_i^2}{n} \quad (2.55)$$

Persamaan (2.55) dapat juga ditulis sebagai,

$$SIC = \frac{k}{n} \ln n + \ln \left(\frac{\sum_{i=1}^n e_i^2}{n} \right) \quad (2.56)$$

keterangan :

e : sisaan dari model

k : banyaknya variabel prediktor (termasuk intersep)

n : banyaknya observasi.

2.11. Cross Correlation Function (CCF)

Cross Correlation Function (Fungsi Korelasi Silang) digunakan untuk mengukur kekuatan dan arah hubungan antara dua variabel. Diberikan dua proses stokastik x_t dan y_t untuk $t = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$, di mana keduanya merupakan proses stasioner *univariate*, dan fungsi kovarian silang antara x_t dan y_t merupakan fungsi dari perbedaan waktu / *lag*. Fungsi kovarian silang antara x_t dan y_t ditunjukkan pada persamaan (2.57) sebagai berikut (Wei, 2006):

$$\gamma_{xy}(k) = E[(x_t - \mu_x)(y_{t+k} - \mu_y)] \quad (2.57)$$

Dengan,

$$k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots$$

$$\mu_x = E(x_t)$$

$$\mu_y = E(y_t)$$

dan *Cross Correlation Function* (CCF) adalah :

$$\rho_{xy}(k) = \frac{\gamma_{xy}(k)}{\sigma_x \sigma_y} \quad (2.58)$$

dengan,

$$k : 0, \pm 1, \pm 2, \dots,$$

σ_x : standar deviasi dari x_t

σ_y : standar deviasi dari y_t .

Melalui nilai CCF dapat dibuat sebuah *cross-correlogram* yang dapat digunakan untuk menentukan panjang *lag* maksimum (k).

2.12. Tinjauan Non-Statistika

Indonesia merupakan negara yang menganut sistem perekonomian terbuka. Perekonomian terbuka adalah perekonomian yang berinteraksi bebas dengan perekonomian lain di seluruh dunia. Menurut Mankiw (2006), ada beberapa variabel penting dalam ilmu ekonomi makro yang dapat mendeskripsikan interaksi perekonomian terbuka di pasar dunia yaitu, ekspor, impor, neraca perdagangan, dan nilai tukar mata uang.

2.12.1. Ekspor

Ekspor adalah barang dan jasa yang diproduksi di dalam negeri yang dijual secara luas di luar negeri, dan impor adalah barang dan jasa yang diproduksi di luar negeri yang dijual di dalam negeri. (Mankiw, 2006). Ekspor merupakan salah satu kegiatan perdagangan internasional, yang berperan penting bagi perkembangan suatu negara. Suatu negara dapat mengekspor barang-barang yang dihasilkan ke negara lain yang tidak dapat menghasilkan barang-barang yang dihasilkan negara pengekspor.

Menurut Mankiw dkk. (2014) ada beberapa faktor yang dapat mempengaruhi ekspor, impor, dan ekspor neto suatu negara, yaitu :

1. Selera konsumen untuk barang-barang produksi dalam dan luar negeri.
2. Harga barang di dalam negeri dan luar negeri.
3. Pendapatan konsumen di dalam dan luar negeri.
4. Biaya transportasi barang dari suatu negara ke negara lain.
5. Kebijakan pemerintah terhadap perdagangan internasional.
6. Nilai tukar di mana orang-orang dapat menggunakan mata uang domestic untuk membeli mata uang asing.

Ketika variabel-variabel di atas berubah seiring berjalannya waktu, maka jumlah perdagangan internasional juga akan berubah-ubah.

2.12.2. Nilai Tukar

Nilai tukar atau kurs terbagi menjadi dua yaitu, nilai tukar nominal dan nilai tukar riil. Nilai tukar nominal adalah nilai yang digunakan seseorang saat menukar mata uang suatu negara dengan mata uang negara lain. Nilai tukar riil adalah nilai yang digunakan seseorang saat menukarkan barang dan jasa dari suatu negara dengan barang dan jasa dari negara lain (Mankiw dkk., 2014). Nilai tukar riil dan nilai tukar nominal saling berkaitan, di mana nilai tukar riil bergantung pada nilai tukar nominal.

Depresiasi (penurunan) nilai tukar riil domestik mengakibatkan harga barang-barang domestik menjadi lebih murah dibandingkan dengan barang-barang negara asing. Perubahan ini mendorong konsumen dalam negeri dan luar negeri untuk membeli lebih banyak barang domestik dan membeli lebih sedikit barang dari negara lain. Sehingga, ekspor meningkat dan impor menurun. Sebaliknya, apresiasi (peningkatan) nilai tukar riil domestik mengakibatkan barang domestik menjadi lebih mahal dibandingkan dengan barang luar negeri, yang mengakibatkan ekspor menurun dan impor meningkat (Mankiw dkk., 2014).

Menurut Harahap (2014) saat ini, kestabilan nilai tukar ditentukan oleh US Dollar sebagai mata uang internasional, sebagai konsekuensi ketergantungan transaksi perdagangan yang telah dilakukan selama ini sehingga seluruh transaksi perdagangan dilakukan dengan Dollar. Sehingga, nilai tukar yang akan digunakan pada penelitian ini adalah nilai tukar rupiah terhadap US Dollar.

BAB III

METODE PENELITIAN

3.1. Sumber Data

Data yang digunakan dalam penelitian ini merupakan data *time series* yaitu data laju pertumbuhan nilai ekspor Indonesia ke Negara Jepang sebagai variabel respon dan laju pertumbuhan nilai tukar rupiah terhadap US dolar sebagai variabel prediktor. Data merupakan data sekunder bulanan dari Januari 2013 hingga Desember 2017. Sumber data disajikan pada Tabel (3.1).

Tabel 3.1. Sumber Data yang Digunakan

Data yang digunakan	Sumber	Satuan
LP, Nilai ekspor Indonesia ke Negara Jepang (Y)	https://www.trademap.org	%
LP, Nilai Tukar (X)	http://www.kemendag.go.id	%

3.2. Metode Penelitian

Pada penelitian ini menggunakan dua transformasi dalam memodelkan pengaruh laju pertumbuhan nilai tukar (Rp/US\$) terhadap laju pertumbuhan nilai ekspor Indonesia ke Negara Jepang yaitu, transformasi Koyck dan transformasi Almon. Adapun langkah-langkah yang dilakukan untuk menentukan model *distributed lag* dengan menggunakan transformasi Koyck dan Almon adalah sebagai berikut.

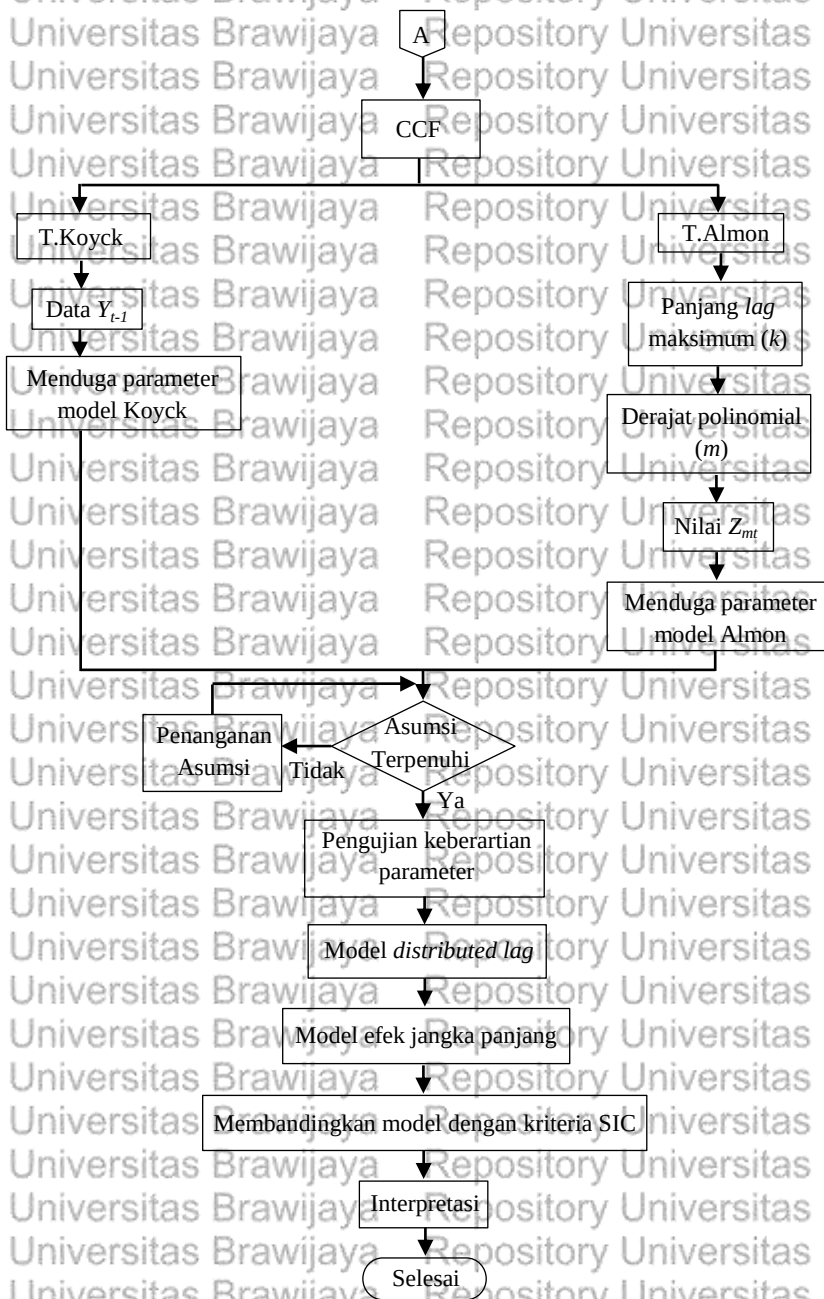
1. Memeriksa sifat stasioner dari laju pertumbuhan nilai ekspor (Y) dan laju pertumbuhan nilai tukar (X) dengan menggunakan uji *Augmented Dickey-Fuller*.
2. Menentukan panjang *lag* maksimum (k) dengan menggunakan *cross correlation function* (CCF).
3. Menentukan model *distributed lag* dengan menggunakan transformasi Koyck, adalah sebagai berikut :

- a. Dalam kasus sudah diketahui nilai-nilai dari variabel X_t dan Y_t . Berdasarkan model yang digunakan (2.29), maka selanjutnya menentukan data satu waktu sebelumnya (Y_{t-1}) dari nilai pada variabel Y_t .
- b. Mencari persamaan dugaan transformasi Koyck, dengan menggunakan regresi linear. Sehingga diperoleh persamaan regresi linear dinamis yang bila ditulis dalam transformasi Koyck menjadi seperti pada persamaan (2.29).
- c. Pengujian asumsi klasik pada sisaan Koyck yaitu, uji normalitas dengan uji *Jarque-Bera*, uji non-autokorelasi dengan uji statistik *h Durbin*, uji homoskedastisitas dengan uji *Glejser*, uji multikolinearitas dengan melihat nilai VIF.
- d. Melakukan uji keberartian parameter model berdasarkan transformasi Koyck, secara simultan dan parsial menggunakan statistik uji F dan statistik uji t.
- e. Menentukan model distribusi *lag* dengan jenis *infinite lag*, dengan mencari nilai penduga parameter dari $\hat{\alpha}, \hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3, \dots$ yang diperoleh dari persamaan model Koyck, yaitu $\hat{\alpha}(1 - \hat{\lambda}), \hat{\beta}_0$, dan $\hat{\lambda}$. Menggunakan rumus pada persamaan (2.30) dan (2.31).
- f. Menentukan model efek jangka panjang dari model distribusi *lag* pada transformasi Koyck, menggunakan rumus pada persamaan (2.24).
4. Menentukan model *distributed lag* dengan menggunakan transformasi Almon, adalah sebagai berikut :
 - a. Menentukan panjang *lag* maksimum (k) dilakukan dengan menggunakan *cross correlation function* (CCF).
 - b. Menentukan derajat polinomial (m), Almon menyarankan menggunakan derajat kedua dan ketiga untuk menentukan persamaan Almon. Untuk menentukan derajat polinomial yang cocok digunakan kriteria informasi Schwarz (SIC).
 - c. Menentukan nilai Z_{mt} dengan menggunakan rumus pada persamaan (2.37).

- d. Mencari persamaan dugaan transformasi Almon pada persamaan (2.38), dengan menggunakan regresi linear.
 - e. Pengujian asumsi klasik pada sisaan Almon yaitu, uji normalitas dengan uji *Jarque-Bera*, uji non-autokorelasi dengan uji statistik *d* *Durbin-Watson*, uji homoskedastisitas dengan uji *Glejser*, uji multikolinearitas dengan melihat nilai VIF.
 - f. Melakukan uji keberartian parameter model berdasarkan transformasi Almon, secara simultan dan parsial menggunakan statistik uji F dan statistik uji t.
 - g. Menentukan model distribusi *lag* Almon, dari nilai $\hat{a}_m$ yang didapat, dengan menggunakan rumus pada persamaan (2.40).
 - f. Menentukan model efek jangka panjang dari model distribusi *lag* pada transformasi Almon, menggunakan rumus pada persamaan (2.41).
5. Menentukan model *distributed lag* terbaik diantara model Koyck dan model Almon dengan membandingkan nilai Kriteria Informasi *Schwarz* (SIC). Nilai SIC paling rendah merupakan model yang lebih baik.
 6. Interpretasi model.

Langkah-langkah metode penelitian dapat dilihat melalui diagram alir pada Gambar 3.1.





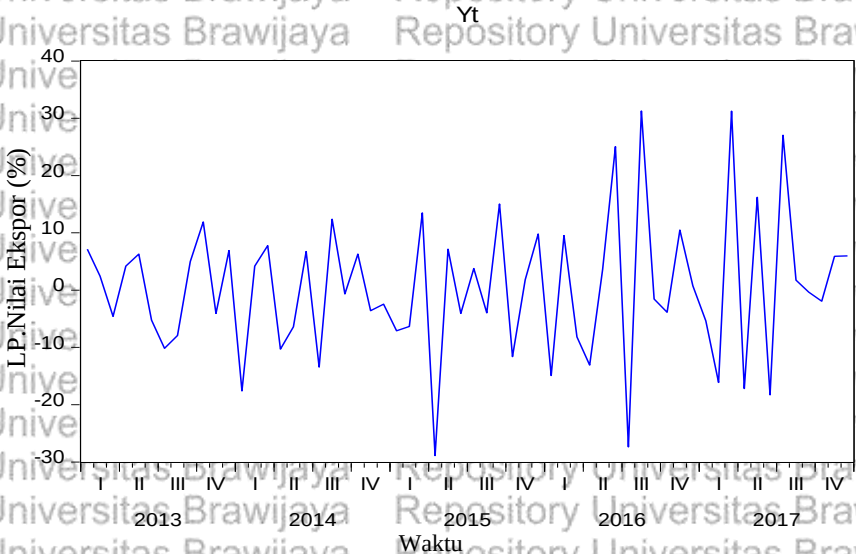
Gambar 3.1. Diagram Alir Metode Penelitian

BAB IV

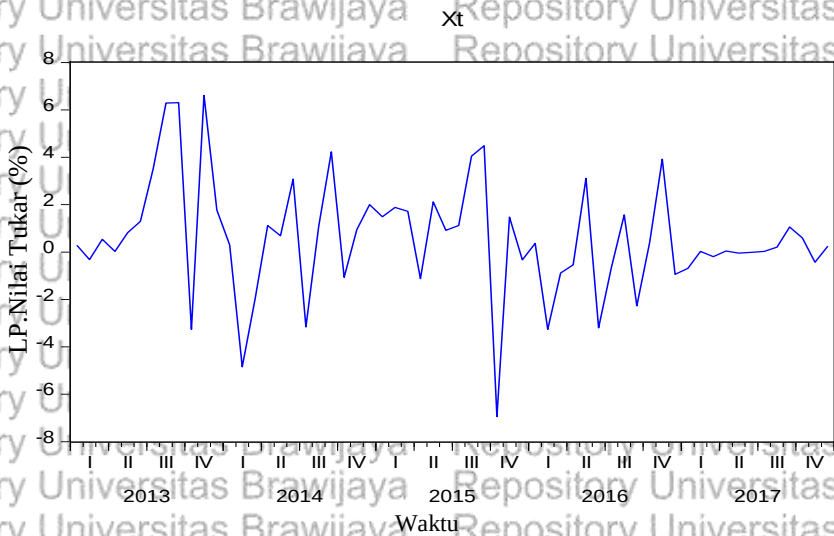
HASIL DAN PEMBAHASAN

4.1. Uji Stasioneritas

Data yang stasioner terhadap rata-rata waktu merupakan salah satu hal penting yang harus terpenuhi, karena data yang tidak stasioner terhadap waktu akan mengakibatkan *spurious regression*, untuk mengetahui apakah variabel telah stasioner terhadap rata-rata dapat dilihat melalui plot data deret waktu, yang disajikan pada Gambar 4.1. dan Gambar 4.2. serta melalui uji *Augmented Dickey-Fuller*.



Gambar 4.1. Plot Data Deret Waktu Laju Pertumbuhan Nilai Ekspor



Gambar 4.2. Plot Data Deret Waktu Laju Pertumbuhan Nilai Tukar

Berdasarkan Gambar 4.1. dan Gambar 4.2. dapat dilihat bahwa data pada laju pertumbuhan nilai ekspor dan laju pertumbuhan nilai tukar berfluktuasi disekitar rata-rata yang konstan, hal ini mengindikasikan bahwa data pada kedua variabel tersebut telah stasioner terhadap rata-rata. Pengambilan keputusan dengan menggunakan grafik bersifat subjektif, oleh karena itu akan dilakukan uji akar unit untuk memeriksa sifat stasioner pada variabel laju pertumbuhan nilai ekspor dan laju pertumbuhan nilai tukar.

Uji stasioneritas dilakukan pada masing-masing variabel dengan menggunakan uji *Augmented Dickey-Fuller* dengan rumus pada persamaan (2.7) dan Hipotesis pada pengujian ini adalah.

$H_0 : \delta = 0$ (terdapat *unit root*, tidak stasioner), vs

$H_1 : \delta < 0$ (tidak terdapat *unit root*, stasioner)

Berikut merupakan hasil pengujian akar unit pada data laju pertumbuhan nilai ekspor (Y_t) dan laju pertumbuhan nilai tukar (X_t) ditunjukkan oleh Tabel 4.1. yang disajikan pada Lampiran 2

Tabel 4.1. Hasil Uji Augmented Dickey-Fuller

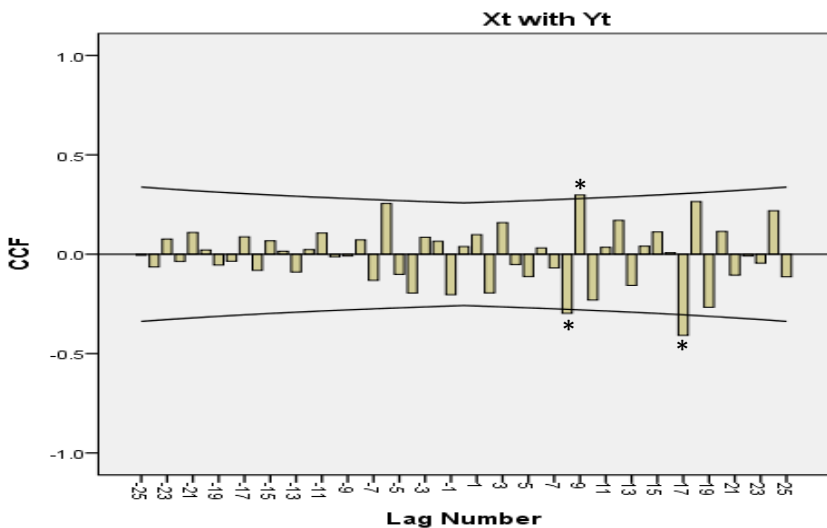
Variabel	Tingkat Stasioneritas		
	Level		
	Statistik Uji ADF	P-value	Keterangan
LP.Nilai Ekspor (Y_t)	-14.2782	0.0000	Stasioner
LP.Nilai Tukar (X_t)	-7.8208	0.0000	Stasioner

Pada Tabel 4.1. dapat dilihat bahwa p -value dari variabel Y_t dan variabel X_t yang dihasilkan yaitu 0.0000 lebih kecil dari taraf signifikansi ($\alpha = 0.05$) sehingga dapat diputuskan tolak H_0 yaitu tidak terdapat *unit root* atau data telah stasioner.

4.2. Cross Correlation Function (CCF)

Menurut Wei (2006) x_t dan y_t merupakan proses stasioner *univariate*. Melalui CCF juga dapat diketahui pada *lag* berapa X_t berkorelasi dengan Y_t . Penentuan panjang *lag maximum* dengan menggunakan CCF juga pernah digunakan oleh D Lehmann dkk (2011).

D Lehmann dkk (2011) mengatakan korelasi silang ini menunjukkan pola reaksi antara variabel respon dan prediktor, dengan bantuan dari korelasi silang, model dinamis (struktur *lag* antara variabel respon dan prediktor) bisa dipelajari. Penelitian tersebut memperoleh hasil yaitu, korelasi silang pada penelitian tersebut menunjukkan bahwa asumsi *lag* geometris tidak terpenuhi. Sehingga, berdasarkan penelitian tersebut dapat dikatakan bahwa melalui CCF ini pula dapat diketahui apakah *lag* yang terbentuk memenuhi asumsi *lag* geometris atau tidak. Hasil grafik CCF (*cross-correlogram*) dapat dilihat pada Gambar 4.3. disajikan pada Lampiran 3.



Gambar 4.3. Cross-Correlogram

Berdasarkan Gambar 4.3. dapat diketahui bahwa CCF hanya signifikan pada lag 8,9, dan 17, sehingga hanya X_{t-8} , X_{t-9} , X_{t-17} yang berkorelasi dengan Y_t . Jika dilihat dari Gambar 4.3. dapat diketahui bahwa lag signifikan tidak menurun secara geometris, sehingga tidak memenuhi asumsi lag geometris. Jadi, jika melihat dari hasil CCF yang diperoleh dapat dikatakan bahwa transformasi Koyck kurang tepat untuk digunakan pada data di penelitian ini.

Menurut Gujarati dan Porter (2012) penentuan panjang lag maksimum (k) adalah keputusan yang sangat subjektif. Pada model *distributed lag* panjang lag maksimum yang dibutuhkan yaitu nol hingga k , hal ini juga berlaku pada transformasi Almon, karena pada transformasi tersebut untuk membentuk variabel Z_{mt} , diperlukan lag maksimum dari nol hingga k , namun karena pada hasil CCF yang diperoleh pada Gambar 4.3. CCF hanya signifikan pada lag 8,9, dan 17. Sehingga, pada penelitian ini diasumsikan bahwa X_t mempengaruhi Y_t hingga lag ke-17 ($k=0,1,2,3,...,17$) yang berdasarkan dari hasil CCF yang diperoleh.

dengan :

X_t : laju pertumbuhan nilai tukar rupiah terhadap US\$

Y_t : laju pertumbuhan nilai ekspor Indonesia ke Jepang.

4.3. Transformasi Koyck

Model yang digunakan pada transformasi Koyck yaitu model pada persamaan (2.8.), Hasil dari pendugaan parameter dapat dilihat pada Tabel 4.2. yang secara lengkap disajikan pada Lampiran 4.

Tabel 4.2. Pendugaan Parameter Model Transformasi Koyck

Parameter	Koefisien
C	0.7135
LP.Nilai Tukar	-0.3925
LP.Nilai Ekpor Satu Tahun Sebelumnya	-0.5782

Berdasarkan pada Tabel 4.2. maka model transformasi Koyck yang terbentuk adalah sebagai berikut :

$$Y_t = 0.7135 - 0.3925X_t - 0.5782Y_{t-1}$$

4.3.1. Uji Asumsi Klasik Pada Model Transformasi Koyck

Sisaan yang digunakan untuk uji asumsi klasik pada model dari transformasi Koyck diperoleh dari persamaan (2.45), yaitu :

$$e_t = Y_t - \hat{Y}_t \\ = Y_t - (0.7135 - 0.3925X_t - 0.5782Y_{t-1})$$

Pada transformasi Koyck menggunakan *lag* 1 bulan dari variabel respon, sehingga mengurangi jumlah observasi dari 60 menjadi 59. Sehingga, sisaan yang diperoleh juga ikut berkurang.

4.3.1.1. Uji Asumsi Normalitas Sisaan

Uji Normalitas sisaan pada model transformasi Koyck dilakukan dengan menggunakan statistik uji *Jarque Berra* (JB). Hipotesis pada pengujian ini adalah.

$H_0 : \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$ (sisaan berdistribusi normal), vs

$H_1 : \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$ (sisaan tidak berdistribusi normal)

Berdasarkan hasil pengujian normalitas sisaan yang disajikan secara lengkap pada Lampiran 5, bahwa hasil *p-value* yang diperoleh yaitu sebesar 0.7906 lebih besar dari taraf signifikansi ($\alpha = 0.05$), sehingga dapat diputuskan terima H_0 yaitu sisaan menyebar normal.

4.3.1.2. Uji Asumsi Homoskedastisitas

Uji Homoskedastisitas sisaan pada model transformasi Koyck dilakukan dengan menggunakan statistik uji *Glejser LM*. Hipotesis pada pengujian ini adalah.

$$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_n^2 = \sigma^2, \text{ vs}$$

$$H_1 : \text{paling sedikit satu } \sigma_i^2 \neq \sigma^2 (i = 1, 2, 3, \dots, n)$$

Hasil statistik uji *Glejser LM* disajikan secara lengkap pada Lampiran 6, di mana hasil yang diperoleh yaitu sebesar 20.5774 lebih kecil dari nilai kritis $\chi_{0,05;18}^2$ sebesar 28.87 sehingga dapat diputuskan terima H_0 , dapat disimpulkan bahwa ragam sisaan bersifat homogen.

4.3.1.3. Uji Asumsi Non-Autokorelasi

Pada model transformasi Koyck akan digunakan *Durbin h-test* untuk mendeteksi autokorelasi pada model autoregresif. Hipotesis pada pengujian ini adalah :

$$H_0 : \rho = 0 \text{ (tidak terdapat autokorelasi tingkat satu pada model autoregresive), vs}$$

$$H_1 : \rho \neq 0 \text{ (terdapat autokorelasi tingkat satu pada model autoregresive)}$$

Pada perhitungan statistik uji *h Durbin* dibutuhkan nilai statistik uji *d Durbin-Watson*, yaitu $d = 2.1826$, serta nilai varians koefisien lag Y_{t-1} ($\text{var}(\hat{\lambda})$) yang dapat diperoleh dengan mengkuadratkan *standard error penduga* bagi Y_{t-1} yang dilihat pada Lampiran 4.

Perhitungan statistik uji h Durbin adalah sebagai berikut :

$$\begin{aligned} h &= \hat{\rho} \sqrt{\frac{n}{1 - n[\text{var}(\hat{\lambda})]}} \\ &= 1 - \frac{d}{2} \sqrt{\frac{59}{1 - 59[0.1122^2]}} \\ &= 1 - \frac{2.1826}{2} \sqrt{\frac{59}{1 - [0.7437]}} \\ &= -0.0913 \times 15.1729 \\ &= -1.3854 \\ |h| &= 1.3854 \end{aligned}$$

Berdasarkan hasil perhitungan statistik uji h Durbin maka diperoleh nilai $|h|$ sebesar 1.3854. Hasil ini kemudian dibandingkan dengan nilai kritis $Z_{0.05/2}$, di mana nilai kritis $Z_{0.05/2}$ yaitu sebesar 1.96, karena nilai $|h|$ lebih kecil dari nilai $Z_{0.05/2}$, maka dapat diputuskan bahwa H_0 diterima sehingga dapat disimpulkan bahwa tidak terdapat autokorelasi tingkat satu pada model autoregresif.

4.3.1.4. Pendeteksian Multikolinieritas

Pendeteksian pada uji asumsi non-multikolinieritas dilakukan dengan melihat nilai dari VIF , hasil yang diperoleh dapat dilihat pada Tabel 4.3. yang disajikan pada Lampiran 7. Hipotesis pada pengujian ini adalah :

Tabel 4.3. Pendeteksian Multikolinieritas

Variabel	VIF
LP.Nilai Tukar	1.0435
LP.Nilai Ekpor Satu Tahun Sebelumnya	1.0435

Berdasarkan Tabel 4.3. dapat dilihat bahwa baik pada variabel laju pertumbuhan nilai ekspor 1 tahun sebelumnya (Y_{t-1}) dan laju pertumbuhan nilai tukar (X_t) memiliki nilai VIF kurang dari 10. Sehingga, kedua variabel tersebut tidak memiliki persoalan multikolinieritas dengan variabel prediktor lainnya.

4.3.2. Pengujian Signifikansi Parameter Pada Model Berdasarkan Transformasi Koyck

4.3.2.1 Pengujian Signifikansi Parameter Secara Simultan

Pengujian koefisien regresi untuk setiap variabel prediktor secara simultan terhadap laju pertumbuhan nilai ekspor Indonesia ke Jepang disajikan pada Lampiran 4. Hipotesis yang melandasinya adalah :

$$H_0 : \beta_0 = \lambda = 0, \text{ vs}$$

$$H_1 : \text{paling tidak terdapat satu } j \text{ di mana } \beta_0 \neq \lambda \neq 0$$

Berdasarkan hasil *p-value* yang diperoleh pada analisis ragam, yaitu sebesar 0.0000 yang kurang dari taraf signifikansi ($\alpha = 0.05$), sehingga dapat diputuskan tolak H_0 , dapat disimpulkan bahwa paling sedikit terdapat satu variabel prediktor yang berpengaruh sangat signifikan terhadap variabel respon (laju pertumbuhan nilai ekspor Indonesia ke Jepang).

4.3.2.2 Pengujian Signifikansi Parameter Secara Parsial

Pengujian koefisien regresi untuk setiap variabel prediktor secara parsial terhadap laju pertumbuhan nilai ekspor Indonesia ke Jepang dapat dilihat pada Tabel 4.4. yang disajikan sajian pada Lampiran 4. Hipotesis yang melandasinya adalah.

$$H_0 : \beta_0 = 0; \lambda = 0 \text{ vs}$$

$$H_1 : \beta_0 \neq 0; \lambda \neq 0$$

Tabel 4.4. Pengujian Signifikansi Parameter Secara Parsial

Variabel Prediktor	Koefisien	t-Statistic	p-value
LP.Nilai Tukar	-0.3925	-0.6990	0.4874
LP.Nilai Ekspor Satu Tahun Sebelumnya	-0.5782	-5.1502	0.0000

Berdasarkan Tabel 4.4. dapat dilihat bahwa pada variabel laju pertumbuhan nilai tukar (X_1) tidak signifikan secara statistik karena *p-value* dari statistik uji yang dihasilkan lebih besar dari taraf signifikansi ($\alpha = 0.05$), dapat disimpulkan bahwa laju pertumbuhan

nilai tukar (X_t) tidak memberikan pengaruh signifikan terhadap laju pertumbuhan nilai ekspor Indonesia ke Jepang (Y_t). Hal ini tidak sesuai dengan teori yang ada, seperti yang dikatakan oleh Mankiw dkk. (2014) nilai tukar merupakan salah satu faktor yang dapat mempengaruhi ekspor.

Pada Tabel 4.4. dapat dilihat bahwa variabel laju pertumbuhan nilai ekspor satu tahun sebelumnya (Y_{t-1}) signifikan secara statistik karena p -value dari statistik uji yang dihasilkan lebih kecil dari taraf signifikansi ($\alpha = 0.05$), dapat disimpulkan bahwa laju pertumbuhan nilai ekspor satu tahun sebelumnya (Y_{t-1}) memberikan pengaruh signifikan terhadap laju pertumbuhan nilai ekspor Indonesia ke Jepang (Y_t).

4.3.3. Model Distributed Lag dan Model Efek Jangka Panjang dari Transformasi Koyck

Dari hasil pendugaan yang telah diperoleh pada Lampiran 4, dapat dibentuk model distributed lag serta model efek jangka panjang yang diperoleh dari model pada transformasi Koyck, dengan persamaan sebagai berikut :

$$Y_t = 0.7135 + 0.3925X_t - 0.5782Y_{t-1}$$

Berdasarkan persamaan (2.30) dan (2.31), maka model distributed lag dugaan yang diperoleh adalah sebagai berikut :

$$\begin{aligned}\hat{\alpha} &= \frac{0.7135}{1 - (-0.5782)} \\ &= 0.4521\end{aligned}$$

$$\hat{\beta}_0 = -0.3925$$

$$\hat{\beta}_1 = (-0.3925)(-0.5782) = 0.2269$$

$$\hat{\beta}_2 = (-0.3925)(-0.5782)^2 = -0.1312$$

Model distributed lag dugaannya adalah.

$$Y_t = 0.4521 - 0.3925X_t + 0.2269X_{t-1} - 0.1312X_{t-2} + \dots$$

Menurut Gujarati dan Porter (2012) Koyck mengasumsikan bahwa λ non-negatif sehingga β_k mempunyai tanda yang sama, dan nilai koefisien menurun secara geometris. Dapat dilihat pada model *distributed lag* dugaan yang diperoleh dari model Koyck bahwa nilai β_k tidak mempunyai tanda yang sama serta tidak menurun secara geometris. Sehingga, model *distributed lag* dugaan tidak memenuhi asumsi dari aturan Koyck dan maka dari itu model efek jangka panjang dari transformasi Koyck dari persamaan (2.24) juga tidak dapat dibentuk.

Dapat dilihat bahwa penyebab dari β_k tidak mempunyai tanda yang sama adalah nilai λ yang diperoleh negatif, hal ini menyebabkan β_k mempunyai tanda yang berbeda sehingga tidak menurun secara geometris. Serta, walaupun nilai λ yang diperoleh positif, tetapi nilai β_0 pada transformasi Koyck yang diperoleh negatif, hal tersebut akan menyebabkan koefisien tidak menurun secara geometris. Sehingga, dapat dikatakan bahwa jika terdapat salah satu koefisien λ atau β_0 yang negatif maka transformasi Koyck tidak dapat digunakan. Secara teori yang telah dikatakan oleh Mankiw dkk (2014) yaitu, hubungan antara nilai tukar dan ekspor adalah negatif, maka dapat dikatakan pada penelitian ini penerapan transformasi Koyck kurang tepat, karena variabel nilai tukar pada model transformasi Koyck akan menghasilkan koefisien β_0 yang negatif, sehingga tidak akan memenuhi asumsi koefisien menurun secara geometris.

Nilai λ yang negatif juga pernah diperoleh pada penelitian D Lehmann dkk (2011). Pada penelitian tersebut D Lehmann dkk (2011) mengatakan bahwa data tidak cocok dengan model *autoregressive lag* karena λ memiliki tanda yang negatif, sedangkan model *autoregressive distributed lag* memerlukan nilai λ yang positif dan signifikan yang terletak pada interval $[0;1]$. Sehingga, model *autoregressive lag* sepertinya tidak berlaku pada penelitian tersebut.

4.4. Transformasi Almon

Model yang digunakan pada transformasi Almon yaitu model pada persamaan (2.38), untuk menentukan nilai dari Z_{mt} , ditentukan terlebih dahulu panjang maksimum lag (k) dan derajat polinomial (m) yang akan digunakan. Pada penelitian ini akan digunakan panjang lag maksimum sebesar $k = 17$ dan derajat polinomial ke-2 dan ke-3. Nilai Z_{mt} diperoleh dari persamaan (2.37) serta data disajikan pada Lampiran 8.

$$\begin{aligned} Z_{0,2014M06} &= X_{2014M06} + X_{2014M05} + X_{2014M04} + \dots + X_{2013M01} \\ &= 3.0832 + 0.6850 + 1.1224 + \dots + 0.2895 = 22.2601 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &\vdots \\ Z_{0,2017M12} &= X_{2017M12} + X_{2017M11} + X_{2017M10} + \dots + X_{2016M07} \\ &= 0.2515 + (-0.4273) + 0.5929 + \dots + (-0.6525) = 2.8860 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} Z_{1,2014M06} &= 1X_{2014M05} + 2X_{2014M04} + \dots + 17X_{2013M01} \\ &= (1)(0.6850) + (2)(1.1224) + \dots + (17)(0.2895) = 202.793 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &\vdots \\ Z_{1,2017M12} &= 1X_{2017M11} + 2X_{2017M10} + \dots + 17X_{2016M07} \\ &= (1)(-0.4273) + (2)(0.5929) + \dots + (17)(-0.6525) = 21.2966 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} Z_{2,2014M06} &= 1^2 X_{2014M05} + 2^2 X_{2014M04} + \dots + 17^2 X_{2013M01} \\ &= (1)^2 (0.6850) + (2)^2 (1.1224) + \dots + (17)^2 (0.2895) = 2115.72 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &\vdots \\ Z_{2,2017M12} &= 1^2 X_{2017M11} + 2^2 X_{2017M10} + \dots + 17^2 X_{2016M07} \\ &= (1)^2 (-0.4273) + (2)^2 (0.5929) + \dots + (17)^2 (-0.6525) = 230.5203 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} Z_{3,2014M06} &= 1^3 X_{2014M05} + 2^3 X_{2014M04} + \dots + 17^3 X_{2013M01} \\ &= (1)^3 (0.6850) + (2)^3 (1.1224) + \dots + (17)^3 (0.2895) = 22286.08 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} &\vdots \\ Z_{3,2017M12} &= 1^3 X_{2017M11} + 2^3 X_{2017M10} + \dots + 17^3 X_{2016M07} \\ &= (1)^3 (-0.4273) + (2)^3 (0.5929) + \dots + (17)^3 (-0.6525) = 2715.624 \end{aligned}$$

Setelah diperoleh nilai dari Z_m maka dilakukan pendugaan parameter untuk derajat polinomial ke-2 dan ke-3 dengan menggunakan persamaan (2.38). Dalam menentukan model yang akan digunakan antara model Almon dengan derajat polinomial ke-2 dan ke-3 ditentukan dengan melihat nilai SIC. Hasil dari pendugaan parameter dapat dilihat pada Tabel 4.8. dan Tabel 4.9. yang secara lengkap disajikan pada Lampiran 9 dan Lampiran 10.

Tabel 4.5. Pendugaan Parameter Model Transformasi Almon dengan $m = 2$

Parameter	Koefisien	SIC
C	2.4855	8.3805
$Z_{0,t}$	0.0621	
$Z_{1,t}$	0.0213	
$Z_{2,t}$	-0.0035	

Tabel 4.6. Pendugaan Parameter Model Transformasi Almon dengan $m = 3$

Parameter	Koefisien	SIC
C	2.9461	8.2584
$Z_{0,t}$	1.7785	
$Z_{1,t}$	-1.1347	
$Z_{2,t}$	0.1517	
$Z_{3,t}$	-0.0056	

Berdasarkan pada Tabel 4.5. dan 4.6. dapat dilihat bahwa nilai SIC pada model transformasi Almon dengan derajat polinomial ke-3 lebih kecil dibandingkan derajat polinomial ke-2, sehingga model Almon yang akan digunakan pada penelitian ini adalah model Almon dengan derajat polinomial ke-3. Maka berdasarkan Tabel 4.6. model transformasi Almon yang terbentuk adalah sebagai berikut :

$$Y_t = 2.9461 + 1.7785Z_{0t} - 1.1347Z_{1t} + 0.1517Z_{2t} - 0.0056Z_{3t}$$

4.4.1. Uji Asumsi Klasik Pada Model Transformasi Almon

Sisaan yang digunakan untuk uji asumsi klasik pada model dari transformasi Almon diperoleh dari persamaan (2.45), yaitu :

$$e_t = Y_t - \hat{Y}_t \\ = Y_t - (2.9461 + 1.7785Z_{0t} - 1.1347Z_{1t} + 0.1517Z_{2t} - 0.0056Z_{3t})$$

Pada transformasi Almon menggunakan lag 17 bulan, sehingga mengurangi jumlah observasi dari 60 menjadi 43. Sehingga, sisaan yang diperoleh juga ikut berkurang.

4.4.1.1. Uji Asumsi Normalitas Sisaan

Uji Normalitas sisaan pada model transformasi Almon dilakukan dengan menggunakan statistik uji *Jarque-Berra* (JB). Hipotesis pada pengujian ini adalah,

$H_0 : \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$ (sisaan berdistribusi normal), vs

$H_1 : \varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma^2)$ (sisaan tidak berdistribusi normal)

Berdasarkan hasil pengujian normalitas sisaan yang disajikan secara lengkap pada Lampiran 11, bahwa hasil *p-value* yang diperoleh yaitu sebesar 0.8940 lebih besar dari taraf signifikansi ($\alpha = 0.05$), sehingga dapat diputuskan terima H_0 yaitu sisaan menyebar normal.

4.4.1.2. Uji Asumsi Homoskedastisitas

Uji Homoskedastisitas sisaan pada model transformasi Almon dilakukan dengan menggunakan statistik uji *Glejser LM*. Hipotesis pada pengujian ini adalah,

$H_0 : \sigma_1^2 = \sigma_2^2 = \dots = \sigma_n^2 = \sigma^2$, vs

H_1 : paling sedikit satu $\sigma_i^2 \neq \sigma^2$ ($i = 1, 2, 3, \dots, n$)

Hasil statistik uji *Glejser LM* disajikan secara lengkap pada Lampiran 12, di mana hasil yang diperoleh yaitu sebesar 17.4214 lebih kecil dari nilai kritis $\chi^2_{0.05;18}$ sebesar 28.87 sehingga dapat diputuskan terima H_0 , dapat disimpulkan bahwa ragam sisaan bersifat homogen.

4.4.1.3. Uji Asumsi Non-Autokorelasi

Pengujian asumsi non-autokorelasi pada model Almon dilakukan dengan menggunakan statistik uji *d* Durbin-Watson. Hipotesis pada pengujian ini adalah :

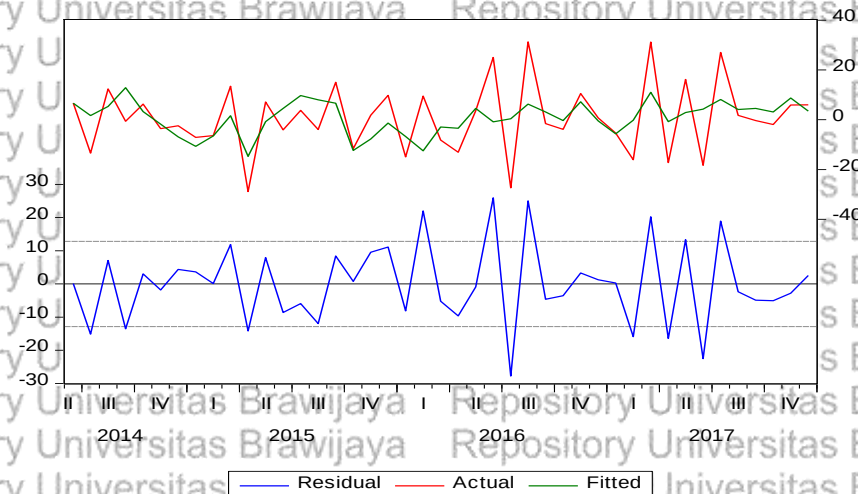
$H_0 : \rho = 0$ (tidak terdapat autokorelasi), vs

$H_1 : \rho \neq 0$ (terdapat autokorelasi)

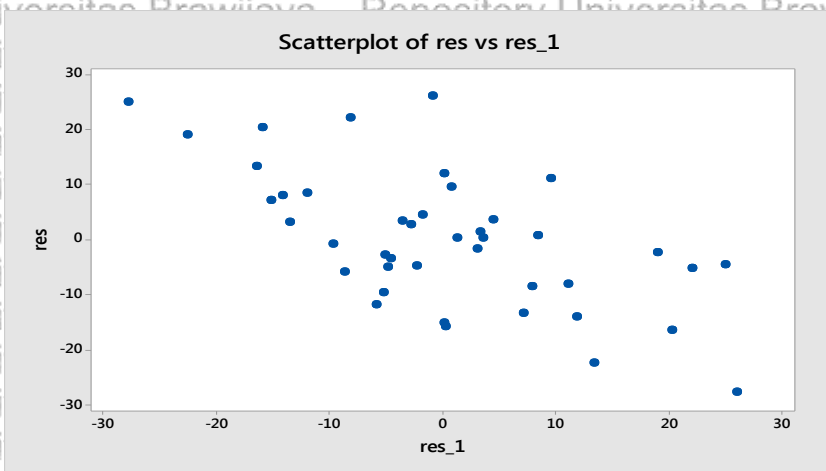
Hasil statistik uji *d* Durbin-Watson yang diperoleh adalah $d = 3.2488$ yang disajikan pada Lampiran 10, dengan rentang nilai statistik Durbin-Watson dari tabel Durbin-Watson di mana $\alpha = 0.05$, $k = 4$ dan $n = 43$ adalah.

Tabel 4.7. Hasil Tabel Durbin-Watson

dL	1.3166
4-dL	2.6834
dU	1.7200
4-dU	2.28



Gambar 4.4. Plot residual terhadap waktu



Gambar 4.5. Plot residual (e_t terhadap e_{t-1})

Dari hasil statistik uji d Durbin-Watson dan Tabel 4.7, karena nilai statistik uji d berada diantara $4-dL$ dan 4 ($4-dL < d < 4$), sehingga dapat diputuskan bahwa H_0 ditolak, dapat disimpulkan bahwa terjadi autokorelasi negatif antar sisaan.

Berdasarkan Gambar 4.4, dapat diketahui bahwa pada plot tersebut terlihat dari pola yang terbentuk ada campuran antara autokorelasi positif dan autokorelasi negatif. Pada periode waktu tertentu e_t membentuk pola siklus, di mana ketika e_t meningkat diikuti oleh peningkatan e_t bulan berikutnya, dan pada periode lainnya ketika e_t menurun diikuti oleh penurunan e_t bulan berikutnya. Serta, pada periode waktu tertentu e_t membentuk pola gerakan kebawah dan keatas secara konstan.

Berdasarkan Gambar 4.5, dapat diketahui bahwa pola yang terbentuk mengindikasikan adanya autokorelasi negatif, namun jika dilihat dari pola tersebut dapat dilihat bahwa pola tidak membentuk garis lurus, sehingga dapat dikatakan bahwa autokorelasi yang terbentuk tidak parah.

Menurut Gujarati dan Porter (2012) efek dari adanya autokorelasi yaitu penduga-penduga OLS masih tidak bias, konsisten, dan terdistribusi normal secara asimtotis akan tetapi tidak

lagi efisien (ragam besar) sehingga tidak lagi *BLUE*, uji signifikansi *t* dan *F* tidak lagi valid.

4.4.1.4. Pendeteksian Multikolinieritas

Pendeteksian pada uji asumsi non-multikolinieritas pada model Almon dilakukan dengan melihat nilai dari VIF, hasil yang diperoleh dapat dilihat pada Tabel 4.8. yang disajikan pada Lampiran 13. Hipotesis pada pengujian ini adalah :

Tabel 4.8. Pendeteksian Multikolinieritas

Variabel	VIF
Z_{0t}	17.4474
Z_{1t}	541.2220
Z_{2t}	1767.444
Z_{3t}	525.8558

Berdasarkan Tabel 4.8. dapat dilihat bahwa pada seluruh variabel Z_{mt} mempunyai persoalan multikolinieritas dengan variabel prediktor lainnya, hal ini dilihat dari nilai VIF yang diperoleh pada variabel Z_{mt} lebih besar dari 10. Seperti yang dikatakan oleh Gujarati dan Porter (2012) variabel Z_{mt} sangat mungkin mengalami multikolinearitas, karena Z_{mt} merupakan kombinasi linear dari variabel X_t .

4.4.2. Pengujian Signifikansi Parameter Pada Model Berdasarkan Transformasi Almon

4.4.2.1 Pengujian Signifikansi Parameter Secara Simultan

Pengujian koefisien regresi untuk setiap variabel prediktor secara simultan terhadap pertumbuhan nilai ekspor Indonesia ke Jepang disajikan pada Lampiran 10. Hipotesis yang melandasinya adalah,

$$H_0 : a_0 = a_1 = a_2 = a_3 = 0 \text{ vs}$$

$$H_1 : \text{paling tidak terdapat satu } j \text{ di mana } a_j \neq 0 (j=0,1,2,3)$$

Berdasarkan hasil *p-value* yang diperoleh pada analisis ragam, yaitu sebesar 0.0425 yang kurang dari taraf signifikansi ($\alpha = 0.05$), sehingga dapat diputuskan tolak H_0 , dapat disimpulkan bahwa paling sedikit terdapat satu variabel prediktor yang berpengaruh sangat signifikan terhadap variabel respon (laju pertumbuhan nilai ekspor Indonesia ke Jepang).

4.4.2.2 Pengujian Signifikansi Parameter Secara Parsial

Pengujian koefisien regresi untuk setiap variabel prediktor secara parsial terhadap pertumbuhan nilai ekspor Indonesia ke Jepang dapat dilihat pada Tabel 4.9. yang disajikan sajian pada Lampiran 10. Hipotesis yang melandasinya adalah.

$$H_0: \alpha_j = 0 \text{ vs}$$

$$H_1: \alpha_j \neq 0 \text{ untuk } (j = 0,1,2,3)$$

Tabel 4.9. Pengujian Signifikansi Parameter Secara Parsial

Variabel Prediktor	Koefisien	t-Statistic	p-value
Z_{0t}	1.7785	2.0759	0.0447
Z_{1t}	-1.1347	-2.7291	0.0096
Z_{2t}	0.1517	2.8763	0.0066
Z_{3t}	-0.0056	-2.9759	0.0051

Berdasarkan Tabel 4.9. dapat dilihat bahwa seluruh variabel prediktor (Z_{0t} , Z_{1t} , Z_{2t} , Z_{3t}) signifikan secara statistik karena *p-value* dari statistik uji yang dihasilkan lebih kecil dari taraf signifikansi ($\alpha = 0.05$), dapat disimpulkan bahwa seluruh variabel Z_{mt} memberikan pengaruh signifikan terhadap laju pertumbuhan nilai ekspor Indonesia ke Jepang (Y_t).

4.4.3. Model Distributed Lag dan Model Efek Jangka Panjang Pada Transformasi Almon

Berdasarkan hasil pendugaan model Almon yang telah diperoleh pada Lampiran 10, dapat dibentuk sebuah model distributed lag dengan jenis *finite lag* serta model efek jangka

panjang yang diperoleh dari model transformasi Almon, dengan persamaan sebagai berikut :

$$Y_t = 2.9461 + 1.7785Z_{0t} - 1.1347Z_{1t} + 0.1517Z_{2t} - 0.0056Z_{3t}$$

Berdasarkan persamaan (2.40), maka model *distributed lag* dugaan yang diperoleh adalah sebagai berikut :

$$\hat{\beta}_0 = 1.7785$$

$$\hat{\beta}_1 = (1.7785) + (-1.1347) + 0.1517 + (-0.0056) = 0.7898$$

$$\hat{\beta}_2 = (1.7785) + (2)(-1.1347) + (2)^2(0.1517) + (2)^3(-0.0056) = 0.0703$$

$$\hat{\beta}_3 = (1.7785) + (3)(-1.1347) + (3)^2(0.1517) + (3)^3(-0.0056) = -0.4138$$

$$\hat{\beta}_4 = (1.7785) + (4)(-1.1347) + (4)^2(0.1517) + (4)^3(-0.0056) = -0.6970$$

$$\hat{\beta}_5 = (1.7785) + (5)(-1.1347) + (5)^2(0.1517) + (5)^3(-0.0056) = -0.8133$$

$$\hat{\beta}_6 = (1.7785) + (6)(-1.1347) + (6)^2(0.1517) + (6)^3(-0.0056) = -0.7969$$

$$\hat{\beta}_7 = (1.7785) + (7)(-1.1347) + (7)^2(0.1517) + (7)^3(-0.0056) = -0.6819$$

$$\hat{\beta}_8 = (1.7785) + (8)(-1.1347) + (8)^2(0.1517) + (8)^3(-0.0056) = -0.5024$$

$$\hat{\beta}_9 = (1.7785) + (9)(-1.1347) + (9)^2(0.1517) + (9)^3(-0.0056) = -0.2927$$

$$\hat{\beta}_{10} = (1.7785) + (10)(-1.1347) + (10)^2(0.1517) + (10)^3(-0.0056) = -0.0868$$

$$\hat{\beta}_{11} = (1.7785) + (11)(-1.1347) + (11)^2(0.1517) + (11)^3(-0.0056) = 0.0811$$

$$\hat{\beta}_{12} = (1.7785) + (12)(-1.1347) + (12)^2(0.1517) + (12)^3(-0.0056) = 0.1769$$

$$\hat{\beta}_{13} = (1.7785) + (13)(-1.1347) + (13)^2(0.1517) + (13)^3(-0.0056) = 0.1664$$

$$\hat{\beta}_{14} = (1.7785) + (14)(-1.1347) + (14)^2(0.1517) + (14)^3(-0.0056) = 0.0154$$

$$\hat{\beta}_{15} = (1.7785) + (15)(-1.1347) + (15)^2(0.1517) + (15)^3(-0.0056) = -0.31$$

$$\hat{\beta}_{16} = (1.7785) + (16)(-1.1347) + (16)^2(0.1517) + (16)^3(-0.0056) = -0.8442$$

$$\hat{\beta}_{17} = (1.7785) + (17)(-1.1347) + (17)^2(0.1517) + (17)^3(-0.0056) = -1.6212$$

Model *distributed lag* dugaannya adalah :

$$\begin{aligned} Y_t = & 2.9461 + 1.7785X_t + 0.7898X_{t-1} + 0.0703X_{t-2} - 0.4138X_{t-3} \\ & - 0.6970X_{t-4} - 0.8133X_{t-5} - 0.7969X_{t-6} - 0.6819X_{t-7} - 0.5024X_{t-8} \\ & - 0.2927X_{t-9} - 0.0868X_{t-10} + 0.0811X_{t-11} + 0.1769X_{t-12} + 0.1664X_{t-13} \\ & + 0.0154X_{t-14} - 0.31X_{t-15} - 0.8442X_{t-16} - 1.6212X_{t-17} \end{aligned}$$

Model efek jangka panjang dari transformasi Almon diperoleh dari persamaan (2.41) adalah :

$$Y_t = \alpha + X_t^* \left\{ ((k+1)a_0) + \sum_{i=1}^k ia_1 + \sum_{i=1}^k i^2 a_2 + \sum_{i=1}^k i^3 a_3 \right\}$$

$$Y_t = \alpha + X_t^* \left\{ ((18)a_0) + \sum_{i=1}^{17} ia_1 + \sum_{i=1}^{17} i^2 a_2 + \sum_{i=1}^{17} i^3 a_3 \right\}$$

Sehingga, model efek jangka panjang dari transformasi Almon yang diperoleh adalah :

$$Y_t = 2.9461 + (32.0139 - 173.622 + 270.847 - 133.221) X_t^*$$

$$Y_t = 2.9461 - 3.9821 X_t^*$$

$$se = (1.6709) \quad (0.6572)$$

$$t = (1.7631) \quad (-6.0591)$$

$$prob = (0.0831) \quad (0.0000)$$

4.5. Pemilihan Model Terbaik

Pemilihan model terbaik dilakukan dengan membandingkan nilai SIC dapat dilihat pada tabel 4.10. yang disajikan pada Lampiran 4 dan 10.

Tabel 4.10. Kriteria SIC

Model Transformasi	SIC	R^2
Koyck	7.7002	0.3224
Almon	8.2584	0.2239

Pada Tabel 4.10. dapat dilihat bahwa hasil nilai SIC model transformasi Koyck lebih kecil dibandingkan model transformasi Almon, serta dilihat dari hasil R^2 yang diperoleh model transformasi Koyck lebih besar dibandingkan pada model transformasi Almon. Sehingga, jika melihat dari kriteria pemilihan model terbaik dapat diputuskan bahwa model transformasi Koyck lebih baik dibandingkan model transformasi Almon, namun model transformasi Koyck pada penelitian ini tidak memenuhi asumsi tranformasi Koyck seperti yang telah dikemukakan oleh Gujarati dan Porter (2012) dan D Lehmann dkk (2011).

Terdapat banyak contoh di mana asumsi *lag* geometris sendiri tidak terpenuhi, dalam kasus seperti itu, pilihan yang lebih baik adalah model *lag* polinomial (D Lehmann dkk., 2011). Oleh karena itu, model transformasi Koyck pada penelitian ini tidak dapat digunakan. Sehingga dapat diputuskan bahwa, model dinamis *distributed lag* terbaik yang dapat digunakan pada pengaruh laju pertumbuhan nilai tukar terhadap laju pertumbuhan nilai ekspor Indonesia ke Jepang adalah model *distributed lag* yang diperoleh dari model transformasi Almon. Nilai R^2 yang dihasilkan menunjukkan bahwa model transformasi Koyck dan model transformasi Almon yang terbentuk tidak cukup baik untuk memodelkan laju pertumbuhan nilai ekspor Indonesia terhadap Jepang. Nilai R^2 yang kecil dapat disebabkan oleh besarnya varians *error* yang dihasilkan, di mana semakin besar varians *error* maka semakin kecil nilai koefisien determinasi. Varians *error* menggambarkan variasi data penelitian, di mana semakin besar variasi data maka akan berdampak pada semakin besarnya varians *error*.

4.6. Interpretasi

Model *distributed lag* dugaan dari transformasi Almon, yang diperoleh berdasarkan persamaan (2.40) adalah sebaga berikut :

$$Y_t = 2.9461 + 1.7785X_t + 0.7898X_{t-1} + 0.0703X_{t-2} - 0.4138X_{t-3} \\ - 0.6970X_{t-4} - 0.8133X_{t-5} - 0.7969X_{t-6} - 0.6819X_{t-7} - 0.5024X_{t-8} \\ - 0.2927X_{t-9} - 0.0868X_{t-10} + 0.0811X_{t-11} + 0.1769X_{t-12} + 0.1664X_{t-13} \\ + 0.0154X_{t-14} - 0.31X_{t-15} - 0.8442X_{t-16} - 1.6212X_{t-17}$$

Efek jangka panjang berdasarkan hasil pendugaan dari transformasi Almon adalah sebagai berikut :

$$Y_t = 2.9461 - 3.9821X_t^*$$

Pada model *distributed lag* menunjukkan bahwa, laju pertumbuhan nilai ekspor Indonesia ke Jepang dipengaruhi oleh laju pertumbuhan nilai tukar sampai dengan 17 periode, dan tidak akan diinterpretasikan secara satu-persatu.

Efek jangka pendek pada model memperlihatkan bahwa, pada saat laju pertumbuhan nilai tukar secara langsung meningkat sebesar 1% maka akan menyebabkan laju pertumbuhan ekspor Indonesia ke Jepang meningkat sebesar 1.7785%.

Secara jangka panjang model dapat interpretasikan yaitu, pada saat laju pertumbuhan nilai tukar secara langsung meningkat sebesar 1% maka akan menyebabkan laju pertumbuhan ekspor Indonesia ke Jepang turun sebesar 3.9821%.

[illegible][illegible]

BAB V

PENUTUP

5.1. Kesimpulan

Berdasarkan penelitian yang telah dilakukan, maka kesimpulan yang diperoleh adalah sebagai berikut :

1. Model dinamis *distributed lag* pengaruh laju pertumbuhan nilai tukar rupiah terhadap US\$ terhadap laju pertumbuhan nilai ekspor Indonesia ke Jepang dengan menggunakan transformasi Koyck dan Almon adalah sebagai berikut.

- a. Model dinamis *distributed lag* dari transformasi Koyck

$$Y_t = 0.4521 - 0.3925X_t + 0.2269X_{t-1} - 0.1312X_{t-2} + \dots$$

- b. Model dinamis *distributed lag* dari transformasi Almon menunjukkan bahwa, laju pertumbuhan nilai ekspor Indonesia ke Jepang dipengaruhi oleh laju pertumbuhan nilai tukar sampai dengan 17 periode. Secara jangka pendek laju pertumbuhan nilai tukar mempengaruhi laju pertumbuhan nilai ekspor Indonesia ke Jepang secara positif.

2. Efek jangka panjang dari model dinamis *distributed lag* transformasi Koyck dan Almon adalah sebagai berikut.

- a. Efek jangka panjang pada model dinamis *distributed lag* dari transformasi Koyck tidak dapat dibentuk karena tidak memenuhi asumsi dari aturan Koyck yaitu, nilai λ yang diperoleh negatif dan nilai koefisien β tidak menurun secara geometris.

- b. Efek jangka panjang pada model dinamis *distributed lag* dari transformasi Almon menunjukkan bahwa laju pertumbuhan nilai tukar mempengaruhi laju pertumbuhan nilai ekspor Indonesia ke Jepang secara negatif.

3. Meskipun nilai SIC yang diperoleh pada model transformasi Koyck lebih kecil dibandingkan nilai SIC pada model transformasi Almon. Model transformasi Koyck pada penelitian ini tidak dapat digunakan karena model transformasi Koyck pada penelitian ini tidak memenuhi asumsi Koyck yaitu nilai λ non-negatif, sehingga β memiliki tanda yang sama, dan nilai koefisien menurun secara geometris. Sehingga, model transformasi terbaik yang digunakan untuk menduga model *distributed lag* adalah model transformasi Almon.

5.2. Saran

Berdasarkan penelitian yang telah dilakukan pada skripsi ini, maka terdapat beberapa saran diantaranya :

1. Pada model *distributed lag* panjang *lag* maksimum (k) yang dibutuhkan yaitu dari nol hingga k ($0, 1, 2, \dots, k$). Maka, penentuan panjang *lag* maksimum dengan menggunakan CCF kurang disarankan jika *lag* yang signifikan bersifat *restricted*.
2. Pada model transformasi Koyck jika salah satu koefisien λ atau β_0 yang diperoleh negatif maka transformasi Koyck tidak dapat digunakan untuk menentukan model *distributed lag* dugaan. Sehingga, disarankan untuk menggunakan transformasi lain dalam menentukan model *distributed lag*.
3. Pada penelitian selanjutnya dapat menggunakan metode transformasi lain untuk menduga pengaruh laju pertumbuhan nilai tukar pada *time lag* tertentu terhadap laju pertumbuhan nilai ekspor Indonesia ke Jepang seperti, metode Jorgenson atau Pascal.

DAFTAR PUSTAKA

- Angkouw, J. 2013. Perubahan Nilai Tukar Rupiah Pengaruhnya terhadap Ekspor Minyak Kelapa Kasar (cco) di Sulawesi Utara. *Jurnal EMBA*,1.
- D Lehmann, F.N., Herzer, D., Vollmer, S., & Zarzoso, I.M. 2011. Modelling The Dynamics Of Market Shares in a Pooled Data Setting: Econometric and Empirical Issues. *Applied Economics*, 43:7,823-835, doi:10.1080/00036840802599925.
- Ekananda, M. 2014. *Analisis Data Time Series Untuk Penelitian Ekonomi, Manajemen dan Akuntansi*. Mitra Wacana Media. Jakarta.
- Ekananda, M. 2015. *Ekonometrika Dasar Untuk Penelitian Ekonomi, Sosial dan Bisnis*. Mitra Wacana Media. Jakarta.
- Firdaus, M. 2011. *Ekonometrika Suatu Pendekatan Aplikatif* (Edisi ke-2). PT Bumi Aksara. Jakarta.
- Gujarati, D.N. *Basic Econometrics*, 1988, (2nd Edition). McGraw-Hill Book Co. Singapore.
- Gujarati, D.N. dan D.C. Porter. 2010. *Basic Econometrics Buku I: Dasar-Dasar Ekonometrika*. (Edisi ke-5). Salemba Empat. Jakarta.
- Gujarati, D.N. dan D.C. Porter. 2012. *Basic Econometrics Buku II: Dasar-Dasar Ekonometrika*. (Edisi ke-5). Salemba Empat. Jakarta.
- Harahap, D. 2014. Analisis Stabilitas Dinar Emas dan Dolar AS Dalam Denominasi Rupiah. *Jurnal Al-Iqtishad*,6.
- Lains, A. 2003. *Ekonometrika Teori dan Aplikasi* (Jilid ke-1). Pustaka LP3ES Indonesia. Jakarta.

Mankiw, N.G. 2006. *Principles Of Economics Pengantar Ekonomi Makro* (Edisi ke-3). Salemba Empat. Jakarta.

Mankiw, N.G., E. Quah, dan P. Wilson. 2014. *Pengantar Ekonomi Makro*. Salemba Empat. Jakarta.

Sunardi, D. dan R. Oktaviani, dan T. Novianti. 2014. Analisis Daya Saing dan Faktor Penentu Ekspor Komoditas Unggulan Indonesia ke Organisasi Kerjasama Islam (OKI). *Jurnal Ekonomi dan Kebijakan Pembangunan*, 3.

Supranto, J, 1995. *Ekonometrik*. Fakultas Ekonomi Universitas Indonesia. Jakarta.

Wardhana, A. 2011. Analisis Faktor-Faktor yang Mempengaruhi Ekspor Nonmigas Indonesia ke Singapura Tahun 1990-2010. *Jurnal Manajemen dan Akuntansi*, 12.

Wei, W.W.S. 2006. *Time Series Analysis Univariate and Multivariate Methods* (2nd Edition). Addison Wesley, Canada.

Widayanti, F. 2003. Perbandingan Metode Koyck dan Metode Almon Pada Model Distribusi Lag [skripsi]. Malang (ID): Universitas Brawijaya.

LAMPIRAN

Lampiran 1. Data Laju Pertumbuhan Nilai Ekspor Indonesia ke Jepang (Y_t), Nilai Tukar Rupiah terhadap US\$ (X_t) dan Nilai Ekspor Indonesia ke Jepang satu tahun sebelumnya (Y_{t-1}).

Bulan	LP. Nilai Ekspor (%)	LP. Nilai Tukar (%)	LP. Nilai Ekspor 1 bulan sebelumnya (%)
Jan-13	7.151	0.290	-
Feb-13	2.420	-0.320	7.151
Mar-13	-4.591	0.538	2.420
Apr-13	4.200	0.031	-4.591
May-13	6.298	0.823	4.200
Jun-13	-5.243	1.296	6.298
Jul-13	-10.167	3.515	-5.243
Aug-13	-7.933	6.285	-10.167
Sep-13	4.980	6.307	-7.933
Oct-13	11.898	-3.264	4.980
Nov-13	-4.065	6.614	11.898
Dec-13	6.893	1.770	-4.065
Jan-14	-17.605	0.304	6.893
Feb-14	4.186	-4.842	-17.605
Mar-14	7.767	-1.977	4.186
Apr-14	-10.290	1.122	7.767
May-14	-6.396	0.685	-10.290
Jun-14	6.727	3.083	-6.396
Jul-14	-13.417	-3.158	6.727
Aug-14	12.390	1.087	-13.417
Sep-14	-0.657	4.225	12.390
Oct-14	6.303	-1.065	-0.657
Nov-14	-3.584	0.944	6.303

Lampiran 1. (lanjutan)

Bulan	LP. Nilai Ekspor (%)	LP. Nilai Tukar (%)	LP. Nilai Ekspor 1 bulan sebelumnya (%)
Dec-14	-2.449	2.001	-3,584
Jan-15	-7.083	1.487	-2,449
Feb-15	-6.355	1.885	-7,083
Mar-15	13.476	1.718	-6,355
Apr-15	-28.892	-1.124	13,476
May-15	7.166	2.118	-28,892
Jun-15	-4.064	0.916	7,166
Jul-15	3.776	1.118	-4,064
Aug-15	-3.962	4.050	3,776
Sep-15	15.044	4.491	-3,962
Oct-15	-11.622	-6.945	15,044
Nov-15	1.800	1.474	-11,622
Dec-15	9.793	-0.325	1,800
Jan-16	-14.894	0.370	9,793
Feb-16	9.513	-3.257	-14,894
Mar-16	-8.148	-0.888	9,513
Apr-16	-13.086	-0.542	-8,148
May-16	3.648	3.113	-13,086
Jun-16	25.059	-3.195	3,648
Jul-16	-27.379	-0.653	25,059
Aug-16	31.276	1.573	-27,379
Sep-16	-1.559	-2.271	31,276
Oct-16	-3.867	0.408	-1,559
Nov-16	10.489	3.923	-3,867
Dec-16	0.750	-0.936	10,489
Jan-17	-5.380	-0.692	0,750
Feb-17	-16.104	0.030	-5,380

Lampiran 1. (lanjutan)

Bulan	LP. Nilai Ekspor (%)	LP. Nilai Tukar (%)	LP. Nilai Ekspor 1 bulan sebelumnya (%)
Mar-17	31.238	-0.195	-16.104
Apr-17	-17.195	0.045	31.238
May-17	16.190	-0.045	-17.195
Jun-17	-18.281	-0.015	16.190
Jul-17	27.047	0.030	-18.281
Aug-17	1.760	0.210	27.047
Sep-17	-0.350	1.056	1.760
Oct-17	-1.919	-0.593	-0.350
Nov-17	5.914	-0.427	-1.919
Dec-17	5.992	-0.252	5.914

Lampiran 2. Uji Stasioneritas Pada Data Deret Waktu

Null Hypothesis: YT has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-14.27822	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.546099	
5% level	-2.911730	
10% level	-2.593551	

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

Null Hypothesis: XT has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=10)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.820890	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.546099	
5% level	-2.911730	
10% level	-2.593551	

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

Lampiran 3. Cross Correlation Function

Cross Correlations

Series Pair: Xt with Yt

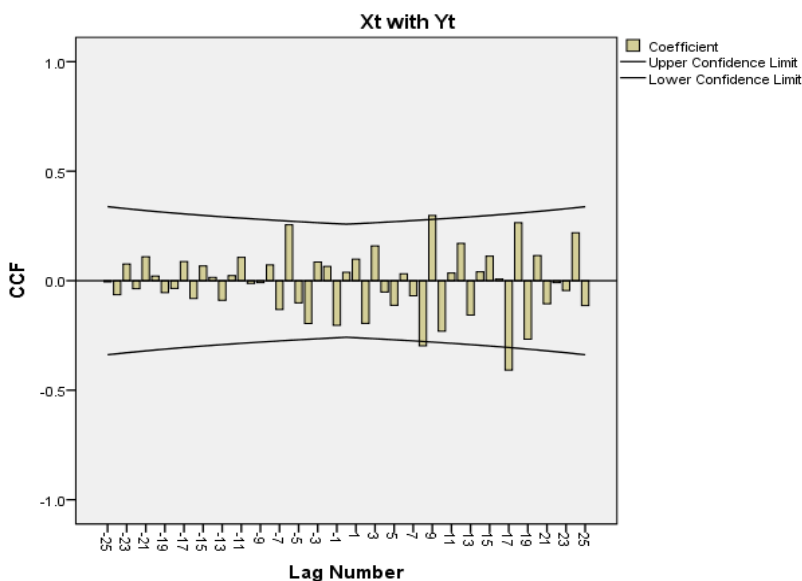
Lag	Cross Correlation	Std. Error ^a
-25	-.006	.169
-24	-.064	.167
-23	.076	.164
-22	-.036	.162
-21	.109	.160
-20	.021	.158
-19	-.054	.156
-18	-.035	.154
-17	.087	.152
-16	-.081	.151
-15	.067	.149
-14	.015	.147
-13	-.090	.146
-12	.023	.144
-11	.107	.143
-10	-.013	.141
-9	-.009	.140
-8	.072	.139
-7	-.131	.137
-6	.255	.136
-5	-.102	.135
-4	-.195	.134
-3	.085	.132
-2	.065	.131
-1	-.204	.130

Lampiran 3. (lanjutan)

0	.038	.129
1	.098	.130
2	-.195	.131
3	.159	.132
4	-.052	.134
5	-.113	.135
6	.032	.136
7	-.069	.137
8	-.298	.139
9	.298	.140
10	-.231	.141
11	.035	.143
12	.171	.144
13	-.157	.146
14	.040	.147
15	.112	.149
16	.008	.151
17	-.408	.152
18	.265	.154
19	-.267	.156
20	.115	.158
21	-.105	.160
22	-.009	.162
23	-.044	.164
24	.218	.167
25	-.114	.169

a. Based on the assumption that the series are not cross correlated and that one of the series is white noise.

Lampiran 3. (lanjutan)



Lampiran 4. Pendugaan Parameter Model Transformasi Koyck

Dependent Variable: YT

Method: Least Squares

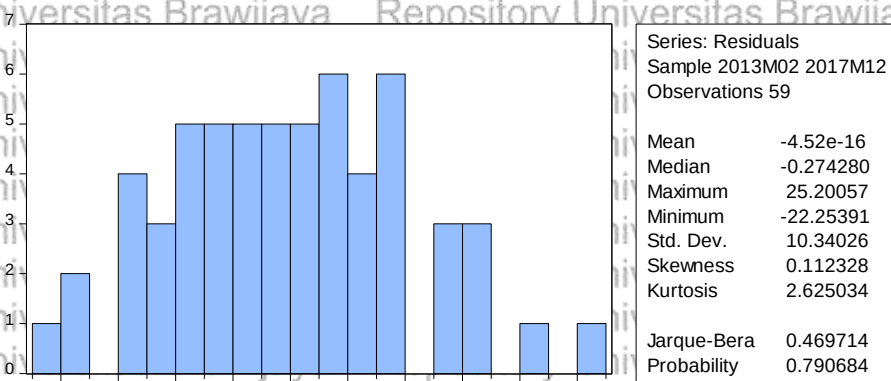
Date: 06/04/19 Time: 00:56

Sample (adjusted): 2013M02 2017M12

Included observations: 59 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.713564	1.412887	0.505039	0.6155
XT	-0.392504	0.561465	-0.699072	0.4874
YT_1	-0.578241	0.112274	-5.150247	0.0000
R-squared	0.322487	Mean dependent var	0.295909	
Adjusted R-squared	0.298290	S.D. dependent var	12.56240	
S.E. of regression	10.52329	Akaike info criterion	7.594568	
Sum squared resid	6201.418	Schwarz criterion	7.700205	
Log likelihood	-221.0397	Hannan-Quinn criter.	7.635804	
F-statistic	13.32764	Durbin-Watson stat	2.182614	
Prob(F-statistic)	0.000018			

Lampiran 5. Uji Asumsi Normalitas Sisaan Pada Model T.Koyck



Lampiran 6. Uji Asumsi Homoskedastisitas Pada T.Koyck

Dependent Variable: ABS_RES

Method: Least Squares

Date: 06/04/19 Time: 01:19

Sample (adjusted): 2014M06 2017M12

Included observations: 43 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	10.10566	1.360121	7.429969	0.0000
XT	-0.796524	0.522325	-1.524959	0.1403
XT_1	-0.164452	0.532767	-0.308676	0.7602
XT_2	-0.550073	0.536314	-1.025655	0.3153
XT_3	0.209499	0.501360	0.417862	0.6798
XT_4	0.483567	0.483503	1.000133	0.3272
XT_5	-0.608561	0.469468	-1.296279	0.2072
XT_6	-1.288120	0.470729	-2.736436	0.0115
XT_7	-0.200078	0.432301	-0.462822	0.6477
XT_8	-0.344719	0.432569	-0.796910	0.4333
XT_9	0.103625	0.402971	0.257153	0.7993
XT_10	0.645089	0.384202	1.679035	0.1061
XT_11	-0.186328	0.371195	-0.501969	0.6203
XT_12	-0.300292	0.365435	-0.821738	0.4193
XT_13	-0.833461	0.378055	-2.204602	0.0373
XT_14	-0.455053	0.378526	-1.202172	0.2410
XT_15	0.209602	0.387599	0.540769	0.5937
XT_16	0.016785	0.393873	0.042615	0.9664
XT_17	0.523319	0.393669	1.329338	0.1962
R-squared	0.478545	Mean dependent var	8.630293	
Adjusted R-squared	0.087454	S.D. dependent var	6.571252	
S.E. of regression	6.277339	Akaike info criterion	6.812344	
Sum squared resid	945.7197	Schwarz criterion	7.590549	
Log likelihood	-127.4654	Hannan-Quinn criter.	7.099322	
F-statistic	1.223614	Durbin-Watson stat	1.834287	
Prob(F-statistic)	0.317346			

Lampiran 6. (lanjutan)

Berdasarkan persamaan (2.46) maka statistik uji *Glejser LM* dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\begin{aligned}LM &= nR^2 \\ &= 43 \times 0.478545 \\ &= 20.5774\end{aligned}$$

Lampiran 7. Pendeteksian Multikolinieritas Pada T.Koyck

Variance Inflation Factors

Date: 06/04/19 Time: 00:59

Sample: 2013M01 2017M12

Included observations: 59

Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF
C	1.996249	1.063564	NA
XT	0.315243	1.103869	1.043568
YT_1	0.012606	1.044237	1.043568

Lampiran 8. Data Nilai Z_{mt}

Bulan	Y_t	X_t	Z_0	Z_1	Z_2	Z_3
Jan-13	7.151	-0.290	-	-	-	-
Feb-13	2.420	-0.320	-	-	-	-
Mar-13	-4.591	-0.538	-	-	-	-
Apr-13	4.200	-0.031	-	-	-	-
May-13	6.298	-0.823	-	-	-	-
Jun-13	-5.243	1.296	-	-	-	-
Jul-13	-10.167	3.515	-	-	-	-
Aug-13	-7.933	6.285	-	-	-	-
Sep-13	4.980	6.307	-	-	-	-
Oct-13	11.898	-3.264	-	-	-	-
Nov-13	-4.065	6.614	-	-	-	-
Dec-13	6.893	1.770	-	-	-	-
Jan-14	-17.605	0.304	-	-	-	-
Feb-14	4.186	-4.842	-	-	-	-
Mar-14	7.767	-1.977	-	-	-	-
Apr-14	-10.290	1.122	-	-	-	-
May-14	-6.396	0.685	-	-	-	-
Jun-14	6.727	3.083	22.26	202.79	2115.72	22286.08
Jul-14	-13.417	-3.158	18.81	219.84	2449.75	27575.2
Aug-14	12.390	1.087	20.22	244.41	3011.81	37467
Sep-14	-0.657	4.225	23.91	254.94	3346.56	44118.77
Oct-14	6.303	-1.065	22.81	278.29	3870.36	54767.18
Nov-14	-3.584	-0.944	22.93	286.29	4183.14	62436.93
Dec-14	-2.449	2.001	23.64	285.90	4358.87	68311.92
Jan-15	-7.083	1.487	21.61	246.27	3815.46	61770.65
Feb-15	-6.355	1.885	17.21	154.74	2293.18	37321.76
Mar-15	13.476	1.718	12.62	58.42	576.34	7899.087
Apr-15	-28.892	-1.124	14.76	129.78	1763.20	28849.22
May-15	7.166	2.118	10.26	25.49	-105.35	-4029.03

Lampiran 8. (lanjutan)

Bulan	Y_t	X_t	Z_0	Z_1	Z_2	Z_3
Jun-15	-4.064	0.916	9.41	3.90	-617.60	-14581.3
Jul-15	3.776	1.118	10.22	7.84	-698.75	-18183.4
Aug-15	-3.962	4.050	19.12	105.22	896.01	7993.513
Sep-15	15.044	4.491	25.58	159.92	1766.11	22546
Oct-15	-11.622	-6.945	17.52	165.31	1747.88	21803.78
Nov-15	1.800	1.474	18.30	170.49	1874.05	23565.65
Dec-15	9.793	-0.325	14.90	133.30	1234.36	11735.88
Jan-16	-14.894	0.370	18.42	205.04	2539.09	34272.12
Feb-16	9.513	-3.257	14.08	203.90	2615.38	36183.24
Mar-16	-8.148	-0.888	8.97	141.93	1668.47	20017.11
Apr-16	-13.086	-0.542	9.49	170.06	2306.21	31665.61
May-16	3.648	3.113	11.66	162.57	2350.11	33601.12
Jun-16	25.059	-3.195	6.46	138.21	2038.69	29482.98
Jul-16	-27.379	-0.653	4.32	117.91	1839.74	27347.14
Aug-16	31.276	1.573	4.01	88.30	1469.08	22230.2
Sep-16	-1.559	-2.271	0.02	61.38	1093.02	16886.35
Oct-16	-3.867	0.408	1.55	81.63	1579.82	26901.87
Nov-16	10.489	3.923	3.36	45.06	1058.40	19535.83
Dec-16	0.750	-0.936	1.51	31.93	855.12	17508.01
Jan-17	-5.380	-0.692	-0.30	13.32	558.37	13652.73
Feb-17	-16.104	0.030	-4.32	-59.89	-727.55	-8252.95
Mar-17	31.238	-0.195	-9.01	-145.06	-2306.84	-36813.1
Apr-17	-17.195	0.045	-2.02	-29.05	-355.63	-3671.7
May-17	16.190	-0.045	-3.54	-57.60	-893.23	-13422.5
Jun-17	-18.281	-0.015	-3.23	-55.28	-906.61	-14382.2

Lampiran 8. (lanjutan)

Bulan	Y_t	X_t	Z_0	Z_1	Z_2	Z_3
Jul-17	27.047	0.030	-3.57	-65.16	-1140.19	-19427.2
Aug-17	1.760	0.210	-0.10	-10.10	-218.73	-4050.54
Sep-17	-0.350	1.056	1.84	5.79	48.81	443.9649
Oct-17	-1.919	0.593	2.98	17.40	237.95	3772.478
Nov-17	5.914	-0.427	-0.56	-35.65	-732.80	-13611.7
Dec-17	5.992	0.252	2.89	21.30	230.52	2715.624

Lampiran 9. Pendugaan Parameter Model T.Almon dengan $m = 2$

Dependent Variable: YT

Method: Least Squares

Date: 06/04/19 Time: 01:04

Sample (adjusted): 2014M06 2017M12

Included observations: 43 after adjustments

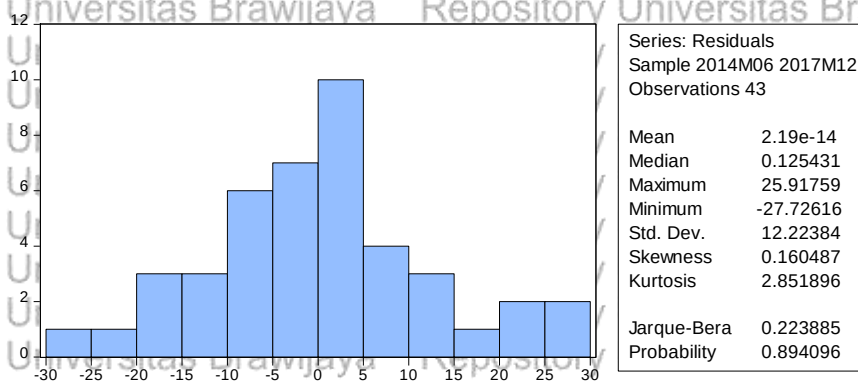
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.485535	3.039818	0.817659	0.4185
Z0	0.062128	0.694412	0.089469	0.9292
Z1	0.021337	0.162462	0.131334	0.8962
Z2	-0.003513	0.008586	-0.409174	0.6847
R-squared	0.043074	Mean dependent var	0.816393	
Adjusted R-squared	-0.030536	S.D. dependent var	13.87591	
S.E. of regression	14.08617	Akaike info criterion	8.216673	
Sum squared resid	7738.392	Schwarz criterion	8.380505	
Log likelihood	-172.6585	Hannan-Quinn criter.	8.277089	
F-statistic	0.585164	Durbin-Watson stat	3.178072	
Prob(F-statistic)	0.628335			

Lampiran 10. Pendugaan Parameter Model T.Almon dengan $m = 3$

Dependent Variable: YT
 Method: Least Squares
 Date: 06/04/19 Time: 01:04
 Sample (adjusted): 2014M06 2017M12
 Included observations: 43 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.946125	2.777604	1.060671	0.2955
Z0	1.778555	0.856742	2.075953	0.0447
Z1	-1.134787	0.415798	-2.729176	0.0096
Z2	0.151735	0.052752	2.876390	0.0066
Z3	-0.005691	0.001912	-2.975987	0.0051
R-squared	0.223945	Mean dependent var	0.816393	
Adjusted R-squared	0.142256	S.D. dependent var	13.87591	
S.E. of regression	12.85110	Akaike info criterion	8.053681	
Sum squared resid	6275.734	Schwarz criterion	8.258471	
Log likelihood	-168.1541	Hannan-Quinn criter.	8.129201	
F-statistic	2.741408	Durbin-Watson stat	3.248884	
Prob(F-statistic)	0.042513			

Lampiran 11. Uji Asumsi Normalitas Sisaan Pada T.Almon



Lampiran 12. Uji Asumsi Homoskedastisitas Pada T.Almon

Dependent Variable: ABS_RES

Method: Least Squares

Date: 06/04/19 Time: 01:26

Sample (adjusted): 2014M06 2017M12

Included observations: 43 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	11.32799	1.713900	6.609480	0.0000
XT	-0.662497	0.658186	-1.006550	0.3242
XT_1	-0.495091	0.671344	-0.737462	0.4680
XT_2	-1.359032	0.675813	-2.010957	0.0557
XT_3	0.380983	0.631768	0.603043	0.5521
XT_4	-0.255879	0.609266	-0.419979	0.6782
XT_5	0.010485	0.591580	0.017723	0.9860
XT_6	-0.148734	0.593170	-0.250744	0.8041
XT_7	0.040854	0.544746	0.074997	0.9408
XT_8	-0.580720	0.545084	-1.065376	0.2973
XT_9	-0.785475	0.507787	-1.546858	0.1350
XT_10	0.138747	0.484137	0.286587	0.7769
XT_11	0.724556	0.467746	1.549038	0.1345
XT_12	0.355267	0.460487	0.771503	0.4479
XT_13	-0.247157	0.476390	-0.518812	0.6086
XT_14	-0.270788	0.476984	-0.567709	0.5755
XT_15	-0.720017	0.488417	-1.474186	0.1534
XT_16	-0.554327	0.496322	-1.116869	0.2751
XT_17	0.054811	0.496065	0.110492	0.9129
R-squared	0.405148	Mean dependent var	9.340174	
Adjusted R-squared	-0.040992	S.D. dependent var	7.752823	
S.E. of regression	7.910127	Akaike info criterion	7.274739	
Sum squared resid	1501.683	Schwarz criterion	8.052944	
Log likelihood	-137.4069	Hannan-Quinn criter.	7.561717	
F-statistic	0.908119	Durbin-Watson stat	1.076144	
Prob(F-statistic)	0.577025			

Lampiran 12. (lanjutan)

Berdasarkan persamaan (2.46) maka statistik uji *Glejser LM* dapat dituliskan sebagai berikut :

$$\begin{aligned}LM &= nR^2 \\&= 43 \times 0.405148 \\&= 17.4214\end{aligned}$$

Lampiran 13. Pendeteksian Multikolinieritas Pada T.Almon

Variance Inflation Factors

Date: 06/04/19 Time: 01:09

Sample: 2013M01 2017M12

Included observations: 43

Variable	Coefficient Variance	Uncentered VIF	Centered VIF
C	7.715082	2.008760	NA
Z0	0.734006	34.90639	17.44745
Z1	0.172888	966.8108	541.2220
Z2	0.002783	2871.846	1767.444
Z3	3.66E-06	797.4903	525.8558

Lampiran 14. Menentukan Model Jangka Panjang Pada T.Almon

Model efek jangka panjang dari transformasi Almon pada persamaan (2.40) diperoleh dengan cara sebagai berikut :

Dimisalkan $k = 3$ dengan $m = 2$. Maka model *distributed lag* yang terbentuk yaitu :

$$Y_t = \alpha + \beta_0 X_t + \beta_1 X_{t-1} + \beta_2 X_{t-2} + \beta_3 X_{t-3}$$

Pada transformasi Almon nilai penduga bagi β diperoleh dari persamaan (2.39), sehingga model *distributed lag* diatas dapat ditulis sebagai berikut :

$$Y_t = \alpha + a_0 X_t + (a_0 + a_1 + a_2) X_{t-1} + (a_0 + 2a_1 + 2^2 a_2) X_{t-2} + (a_0 + 3a_1 + 3^2 a_2) X_{t-3}$$

Pada efek jangka panjang berlaku $X^* = X_t = X_{t-1} = X_{t-2} = X_{t-3} = X_{t-k}$ sehingga model diatas dapat dituliskan seperti dibawah ini :

$$Y_t = \alpha + a_0 X_t^* + (a_0 + a_1 + a_2) X_t^* + (a_0 + 2a_1 + 2^2 a_2) X_t^* + (a_0 + 3a_1 + 3^2 a_2) X_t^*$$

$$Y_t = \alpha + a_0 X_t^* + a_0 X_t^* + a_0 X_t^* + a_0 X_t^* + a_1 X_t^* + 2a_1 X_t^* + 3a_1 X_t^* + a_2 X_t^* + 2^2 a_2 X_t^* + 3^2 a_2 X_t^*$$

$$Y_t = \alpha + (a_0 + a_0 + a_0 + a_0) X_t^* + (a_1 + 2a_1 + 3a_1) X_t^* + (a_2 + 2^2 a_2 + 3^2 a_2) X_t^*$$

$$Y_t = \alpha + \{ (a_0 + a_0 + a_0 + a_0) + (a_1 + 2a_1 + 3a_1) + (a_2 + 2^2 a_2 + 3^2 a_2) \} X_t^*$$

$$Y_t = \alpha + \left\{ (4a_0) + \left(\sum_{i=1}^3 ia_1 \right) + \left(\sum_{i=1}^3 i^2 a_2 \right) \right\} X_t^*$$

Sehingga, model efek jangka panjang dari transformasi Almon dapat dituliskan juga sebagai berikut :

$$Y_t = \alpha + \left\{ (k+1)a_0 + \sum_{i=1}^k ia_1 + \sum_{i=1}^k i^2 a_2 + \dots + \sum_{i=1}^k i^m a_m \right\} X_t^*$$