

BAYESIAN ERROR CORRECTION MODEL
(Studi Kasus Pengaruh Nilai Tukar Rupiah dan Produk
Domestik Bruto (PDB) terhadap Ekspor Indonesia
pada Periode 2003:Q1 – 2017:Q4)

SKRIPSI

oleh:
SHELA YUNITA SAKINA
145090501111051



PROGRAM STUDI SARJANA STATISTIKA
JURUSAN STATISTIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
UNIVERSITAS BRAWIJAYA
MALANG
2018



BAYESIAN ERROR CORRECTION MODEL
(Studi Kasus Pengaruh Nilai Tukar Rupiah dan Produk
Domestik Bruto (PDB) terhadap Ekspor Indonesia
pada Periode 2003:Q1 – 2017:Q4)

SKRIPSI

Sebagai salah satu syarat untuk memperoleh gelar Sarjana Statistika

oleh:

SHELA YUNITA SAKINA

145090501111051



PROGRAM STUDI SARJANA STATISTIKA
JURUSAN STATISTIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
UNIVERSITAS BRAWIJAYA
MALANG
2018



LEMBAR PENGESAHAN SKRIPSI

BAYESIAN *ERROR CORRECTION MODEL*
(Studi Kasus Pengaruh Nilai Tukar Rupiah dan Produk
Domestik Bruto (PDB) terhadap Ekspor Indonesia
pada Periode 2003:Q1 – 2017:Q4)

oleh:
SHELA YUNITA SAKINA
145090501111051

Setelah dipertahankan di depan Majelis Penguji pada
tanggal 11 Juli 2018
dan dinyatakan memenuhi syarat untuk memperoleh gelar
Sarjana Statistika dalam bidang Statistika

Dosen Pembimbing

Ir. Heni Kusdarwati, MS
NIP. 196112081987012001

Mengetahui,
Ketua Jurusan Statistika
Fakultas MIPA Universitas Brawijaya

Rahma Fitriani, S.Si., M.Sc., Ph.D.
NIP. 197603281999032001



LEMBAR PERNYATAAN

Nama : Shela Yunita Sakina
NIM : 145090501111051
Jurusan : Statistika
Penulis Skripsi Berjudul :

BAYESIAN ERROR CORRECTION MODEL
(Studi Kasus Pengaruh Nilai Tukar Rupiah dan Produk
Domestik Bruto (PDB) terhadap Ekspor Indonesia
pada Periode 2003:Q1 – 2017:Q4)

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 di kemudian hari ternyata Skripsi yang saya tulis terbukti hasil jiplakan, maka saya akan bersedia menanggung segala risiko yang akan saya terima.

Demikian pernyataan ini dibuat dengan segala kesadaran.

Malang, 11 Juli 2018
Yang menyatakan,

(Shela Yunita Sakina)
NIM. 145090501111051



BAYESIAN ERROR CORRECTION MODEL
(Studi Kasus Pengaruh Nilai Tukar Rupiah dan Produk
Domestik Bruto (PDB) terhadap Ekspor Indonesia
pada Periode 2003:Q1 – 2017:Q4)

ABSTRAK

Analisis di bidang ekonomi seringkali melibatkan data deret waktu tidak stasioner tetapi terdapat keadaan di mana dapat dianalisis hubungan antar variabel-variabel deret waktu tersebut, yaitu kemungkinan adanya kombinasi linier dari variabel terintegrasi yang stasioner sehingga dikatakan variabel-variabel tersebut berkointegrasi. Variabel yang berkointegrasi memungkinkan dimodelkan menggunakan *Error Correction Model* (ECM). ECM merupakan salah satu model yang pendugaan parameternya menarik untuk dikaji karena dapat diketahui hubungan jangka pendek dan jangka panjang. Pendugaan parameter dilakukan melalui pendekatan klasik atau pendekatan Bayesian. Pada pendugaan parameter, terkadang diperoleh informasi tambahan mengenai parameter yang akan diduga dan apabila informasi tersebut menjadi pertimbangan, maka pendekatan klasik seperti MKT tidak bisa digunakan sehingga dapat dilakukan dengan pendekatan Bayesian. Penggunaan metode Bayesian pada data ekonomi dilakukan untuk menghindari masalah analisis data ekonomi yaitu kolinieritas antar variabel data ekonomi. Oleh karena tujuan dari penelitian ini memodelkan dan mengetahui pengaruh nilai tukar rupiah dan Produk Domestik Bruto (PDB) terhadap ekspor Indonesia dengan menggunakan Bayesian ECM. Berdasarkan model yang diperoleh diketahui bahwa nilai tukar rupiah berpengaruh secara negatif sedangkan PDB berpengaruh secara positif. Dalam jangka pendek dan jangka panjang nilai tukar rupiah berpengaruh terhadap ekspor Indonesia. PDB berpengaruh secara signifikan dalam jangka panjang namun tidak dalam jangka pendek. Koefisien efek penyesuaian yang positif menunjukkan bahwa adanya penyesuaian menuju kondisi ekuilibrium.

Kata Kunci: ECM, Bayesian, Ekspor Indonesia.



BAYESIAN ERROR CORRECTION MODEL
(Case Study on The Effect of Rupiah's Exchange Rate and
Gross Domestic Bruto (GDP) on Indonesian Export
in Period 2003:Q1 – 2017:Q4)

ABSTRACT

Economic analysis often involves non-stationary time series data. However, there are circumstances where the relationship between the variables of the time series can be analyzed, i.e. where there is a possibility of a linear combination of stationary integrated variables so that they are said to be co-integrating. Co-integrating variables allow modeling by using Error Correction Model (ECM). ECM is one of the models whose parameter estimation is interesting to be studied because the short and long term relationship of the variables can be known. The parameter estimation is done through classical approach or Bayesian approach. In the parameter estimation, additional information about the parameter that will be estimated is sometimes found. If the information is taken into consideration, then the classical approach, such as MKT, cannot be used so that the Bayesian approach is used instead. The use of Bayesian approach in economic data is aimed to avoid problems on economic data analysis, which is collinearity between variables of economic data. Therefore, this research is aimed to model and know the influence of Rupiah's exchange rate and Gross Domestic Product (GDP) on Indonesian export by using Bayesian ECM. Based on the model, it is known that Rupiah's exchange rate influences negatively while GDP influences positively. In short and long term, Rupiah's exchange rate influences Indonesian export. On the other hand, GDP influences significantly in long term but not in short term. Coefficient of positive adjustment effect indicates that there is an adjustment toward equilibrium condition.

Keyword: ECM, Bayesian, Indonesian Export



KATA PENGANTAR

Assalamu'alaikum warahmatullahi wabarakatuh

Puji syukur ke hadirat Allah SWT atas segala rahmat dan karunia-Nya sehingga penulis dapat menyusun tugas akhir yang berjudul **BAYESIAN ERROR CORRECTION MODEL** (Studi Kasus Pengaruh Nilai Tukar Rupiah dan Produk Domestik Bruto (PDB) terhadap Ekspor Indonesia pada Periode 2003:Q1 – 2017:Q4)

Pada penyusunan tugas akhir ini, penulis telah mendapat banyak dukungan dari berbagai pihak. Pada kesempatan ini, penulis menyampaikan terima kasih kepada:

1. Ibu Ir. Heni Kusdarwati, MS. selaku dosen pembimbing skripsi yang telah membimbing dan memotivasi penulis.
2. Ibu Rahma Fitriani, S.Si., M.Sc., Ph.D. selaku dosen penguji I atas saran-saran yang telah diberikan serta selaku Ketua Jurusan Statistika Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam Universitas Brawijaya.
3. Ibu Dr. Suci Astutik, S.Si., M.Si. selaku dosen penguji II atas saran-saran yang telah diberikan.
4. Bapak dan ibu dosen pengampu mata kuliah di Jurusan Statistika atas semua ilmu yang telah diberikan.
5. Bapak ibu karyawan Jurusan Statistika atas bantuan dalam hal administrasi dan lainnya yang telah diberikan.
6. Ayah, ibu, kakak dan adik-adik yang selalu memberikan doa, dukungan dan kasih sayang.
7. Teman-teman Statistika 2014 atas kebersamaan, dukungan dan doa yang diberikan.
8. Semua pihak yang telah membantu penulisan skripsi.

Penulis menyadari bahwa tugas akhir ini masih terdapat kekurangan. Oleh karena itu, kritik dan saran yang membangun dari pembaca sangat berguna untuk perbaikan tugas akhir ini. Semoga tugas akhir ini dapat bermanfaat untuk pembaca.

Wassalamu'alaikum warahmatullahi wabarakatuh

Malang, Juli 2018

Penulis



DAFTAR ISI

HALAMAN JUDUL	i
HALAMAN PENGESAHAN	iii
HALAMAN PERNYATAAN	v
ABSTRAK	vii
ABSTRACT	ix
KATA PENGANTAR	xi
DAFTAR ISI	xiii
DAFTAR GAMBAR	xv
DAFTAR TABEL	xvii
DAFTAR LAMPIRAN	xix
BAB I PENDAHULUAN	1
1.1. Latar Belakang.....	1
1.2. Rumusan Masalah	4
1.3. Tujuan	4
1.4. Manfaat.....	4
1.5. Batasan Masalah	5
BAB II TINJAUAN PUSTAKA.....	7
2.1. Deret Waktu	7
2.2. Stasioneritas Data Deret Waktu.....	7
2.3. Pemilihan Orde Lag.....	10
2.4. Kointegrasi	11
2.5. <i>Error Correction Model</i> (ECM).....	12
2.6. Metode Kuadrat Terkecil (MKT)	16
2.7. Teorema Bayesian	20
2.8. <i>Maximum Likelihood Estimation</i> (MLE).....	22
2.9. <i>Prior Conjugate</i>	25
2.10. <i>Markov Chain Monte Carlo</i> (MCMC).....	27
2.11. <i>Gibbs Sampler</i>	29
2.12. Pemeriksaan Konvergensi	30
2.13. Pengujian Parameter	31
2.14. Diagnostik Model	32
2.15. Tinjauan Non Statistika	33
BAB III METODOLOGI.....	35
3.1. Sumber Data.....	35
3.2. Metode Analisis.....	35

BAB IV HASIL DAN PEMBAHASAN	41
4.1. Plot Deret Waktu	41
4.2. Pengujian Stasioneritas Deret Waktu.....	47
4.3. Pemilihan Orde Lag.....	50
4.4. Pengujian Kointegrasi Engle-Granger	51
4.5. Bayesian <i>Error Correction Model</i>	52
4.6. Diagnostik Model.....	57
BAB V PENUTUP.....	61
5.1. Kesimpulan	61
5.2. Saran.....	62
DAFTAR PUSTAKA	63
LAMPIRAN.....	67



DAFTAR GAMBAR

Gambar 3.1.	Diagram Alir Metode Penelitian	39
Gambar 4.1.	Plot Deret Waktu Ekspor Indonesia	41
Gambar 4.2.	Plot Deret Waktu Nilai Tukar Rupiah	43
Gambar 4.3.	Plot Deret Waktu Produk Domestik Bruto	44
Gambar 4.4.	Plot Deret Waktu Ekspor, Nilai Tukar Rupiah dan Produk Domestik Bruto	46
Gambar 4.5.	CCF Nilai Tukar Rupiah dan Ekspor Indonesia	50
Gambar 4.6.	CCF PDB dan Ekspor Indonesia	50
Gambar 4.7.	<i>Trace Plot</i> $\hat{b}_1$	54
Gambar 4.8.	Plot Autokorelasi $\hat{b}_1$	54
Gambar 4.9.	Plot Autokorelasi Sisaan	58
Gambar 4.10.	QQ Plot Sisaan	58
Gambar 4.11.	Histogram Sisaan	59





DAFTAR TABEL

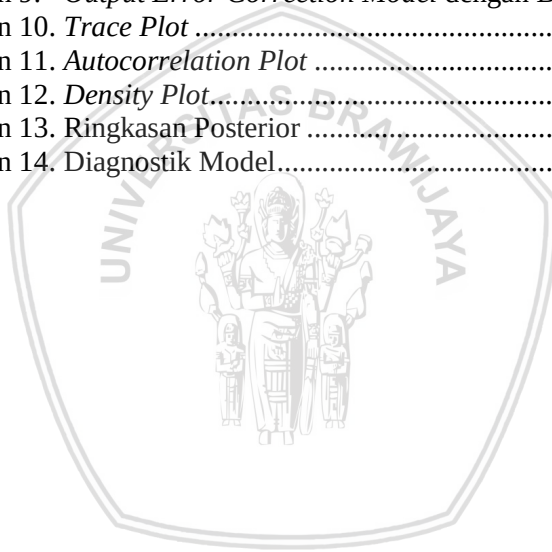
Tabel 2.1 . Nilai Lamda (λ) dan Bentuk Transformasinya	8
Tabel 4.1 . Transformasi <i>Box-Cox</i>	48
Tabel 4.2. Uji ADF.....	49
Tabel 4.3. Konvergensi Hasil Simulasi	53
Tabel 4.4. <i>Credible Interval</i>	55





DAFTAR LAMPIRAN

Lampiran 1. Data.....	67
Lampiran 2. <i>Source Code R</i>	73
Lampiran 3. Pengujian Stasioneritas terhadap Ragam.....	79
Lampiran 4. <i>Output uji ADF</i>	80
Lampiran 5. <i>Overfitting</i>	81
Lampiran 6. Pembentukan ECM untuk Variabel Ekspor, Nilai Tukar Rupiah dan PDB.....	82
Lampiran 7. Pengujian Kointegrasi	84
Lampiran 8. <i>Error Correction Model</i>	85
Lampiran 9. <i>Output Error Correction Model</i> dengan Bayesian	86
Lampiran 10. <i>Trace Plot</i>	87
Lampiran 11. <i>Autocorrelation Plot</i>	88
Lampiran 12. <i>Density Plot</i>	89
Lampiran 13. Ringkasan Posterior	90
Lampiran 14. Diagnostik Model.....	91



BAB I

PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang

Analisis di bidang ekonomi seringkali melibatkan data deret waktu tidak stasioner. Apabila variabel-variabel data deret waktu yang digunakan tidak stasioner maka terdapat keadaan di mana dapat dianalisis hubungan antara variabel-variabel tersebut. Terdapat kemungkinan adanya kombinasi linier dari variabel terintegrasi yang stasioner sehingga dapat dikatakan variabel-variabel tersebut berkointegrasi. Variabel yang berkointegrasi memungkinkan untuk dimodelkan dengan menggunakan *Error Correction Model* (ECM).

Konsep mengenai ECM diperkenalkan oleh Sargan (1964) dan kemudian dikembangkan oleh Hendry (Enders, 2015). ECM memiliki beberapa manfaat, namun yang paling utama dari penggunaan model ini yaitu mengatasi masalah deret waktu yang tidak stasioner dan regresi lancung (Thomas, 1996). Regresi lancung dapat terjadi apabila dilakukan regresi terhadap data tidak stasioner. Regresi lancung memiliki nilai R^2 tinggi dan statistik uji yang signifikan, tetapi secara ekonomi model regresi yang dihasilkan tidak memiliki arti (Enders, 2015).

ECM merupakan salah satu model yang pendugaan parameternya menarik untuk dikaji karena dapat diketahui pergerakan dinamis dan ketidakseimbangan dalam hubungan jangka pendek serta keseimbangan dalam hubungan jangka panjang antara variabel-variabel yang digunakan. Pada pendugaan parameter suatu model dicari nilai penduga parameter yang mendekati nilai parameter atau meminimumkan tingkat kesalahan. Dalam menduga parameter model dapat dilakukan melalui pendekatan klasik atau pendekatan Bayesian. Pada pendekatan klasik metode yang sering digunakan adalah Metode Kuadrat Terkecil (MKT) dan *Maximum Likelihood Estimation* (MLE). Prinsip MKT dalam menduga parameter yaitu dengan meminimumkan jumlah kuadrat sisaan sedangkan MLE menduga parameter dengan memaksimumkan fungsi likelihood.

Pada pendugaan parameter suatu model, terkadang diperoleh informasi tambahan mengenai parameter yang akan diduga. Jika informasi tersebut menjadi faktor pertimbangan pada analisis data, maka pendugaan dengan MKT tidak bisa digunakan sehingga dapat menggunakan metode Bayesian. Pendekatan Bayesian menggabungkan informasi yang terdapat pada contoh dengan informasi lain yang telah tersedia sebelumnya. Litterman (1986) dan Tahir (2014) menerapkan metode Bayesian pada data makro ekonomi untuk menghindari masalah analisis data ekonomi yaitu di antaranya kolinieritas antar variabel data ekonomi dan terlalu banyak parameter yang diduga sehingga derajat bebas berkurang. Model yang digunakan dalam penelitian Litterman dan Tahir yaitu Bayesian *Vector Autoregressive* (BVAR) sedangkan pada penelitian ini menggunakan *Error Correction Model* (ECM).

Perbedaan antara pendekatan Bayesian dan pendekatan klasik atau *frequentist* adalah bahwa dalam konsep Bayesian, parameter dipandang sebagai variabel acak, sehingga distribusi peluang secara umum dapat ditentukan dengan subjektif dan biasanya berdasarkan keyakinan seorang peneliti. Distribusi semacam ini disebut distribusi prior (Walpole, Myers dan Ye, 2012). Distribusi prior memuat informasi bagi peneliti sebelum data terlibat dalam proses analisis. Menurut Box dan Tiao (1973) distribusi prior dikelompokkan menjadi dua berdasarkan fungsi likelihoodnya, yaitu distribusi prior *conjugate* dan distribusi prior *non-conjugate*. Distribusi prior *conjugate* adalah distribusi yang mempunyai bentuk atau pola sekawan dengan pembentuk fungsi likelihood. Pada penelitian ini digunakan prior *conjugate* distribusi *normal-inverse gamma* (normal untuk parameter β^* dan *inverse gamma* untuk parameter σ^2) karena fungsi likelihood yang digunakan berasal dari persamaan regresi linier. Distribusi prior nantinya akan dikombinasikan dengan fungsi *likelihood* untuk membentuk distribusi posterior. Pada metode Bayesian akan dihasilkan parameter yang memiliki fungsi distribusi.

Penelitian Donggori (2014) yang berjudul Model Koreksi Kesalahan Dengan Metode Bayesian pada Data Runtun Waktu Indeks

Harga Konsumen Kota – Kota di Papua menerapkan metode ECM Domowitz-Elbadawi pada data Indeks Harga Konsumen (IHK) kota-kota di Papua periode waktu Januari 2009 sampai dengan Mei 2013. Donggori memandang Model Koreksi Kesalahan (*Error Correction Model*) sebagai model regresi linier dan pendugaan parameter menggunakan metode Bayesian.

Menurut Mankiw (2000), ekspor adalah berbagai macam barang dan jasa yang diproduksi di dalam negeri dan dijual di luar negeri. Ekspor merupakan salah satu kegiatan di dalam perdagangan internasional sehingga melibatkan harga-harga internasional. Dua harga internasional yang terpenting yaitu nilai tukar nominal dan nilai tukar riil. Nilai tukar merupakan salah satu faktor dalam kegiatan ekspor karena besar nilai tukar menentukan jumlah mata uang domestik yang dibutuhkan untuk membeli mata uang negara lain.

Terdapat beberapa indikator dalam melihat pertumbuhan ekonomi suatu negara salah satunya yaitu Produk Domestik Bruto (PDB). Produk domestik bruto adalah nilai pasar atau semua barang jadi dan jasa yang diproduksi di sebuah negara dalam kurun waktu tertentu. PDB menurut harga berlaku menunjukkan nilai tambah barang dan jasa yang dihitung menggunakan harga yang berlaku pada setiap tahun, sedangkan PDB menurut harga konstan menggambarkan nilai tambah barang dan jasa yang dihitung menggunakan harga yang berlaku pada satu tahun tertentu sebagai tahun dasar. Pertumbuhan ekonomi yang baik dapat meningkatkan kinerja ekspor suatu negara.

Penelitian Ginting (2013) yang berjudul Pengaruh Nilai Tukar Rupiah Terhadap Ekspor Indonesia dilakukan untuk mempelajari perkembangan ekspor Indonesia dan mengkaji ulang hubungan antara nilai tukar dengan ekspor Indonesia dengan menggunakan data kuartalan mulai dari kuartal pertama tahun 2005 sampai kuartal ketiga 2012. Variabel yang digunakan terdiri dari ekspor Indonesia, nilai tukar rupiah dan pertumbuhan ekonomi yang diukur dengan PDB. Diperoleh hasil penelitian yaitu bahwa nilai tukar dalam jangka panjang dan jangka pendek memiliki pengaruh negatif dan signifikan terhadap ekspor Indonesia.

Berdasarkan penjelasan tersebut maka penelitian ini akan menganalisis pengaruh nilai tukar rupiah dan pertumbuhan ekonomi yang diukur dengan PDB terhadap ekspor Indonesia dengan pendekatan *Error Correction Model* menggunakan metode Bayesian.

1.2 Rumusan Masalah

Rumusan masalah penelitian ini yaitu:

1. Bagaimana pemodelan Bayesian *Error Correction Model* pada kasus pengaruh nilai tukar rupiah dan Produk Domestik Bruto terhadap ekspor Indonesia pada periode 2003:Q1 – 2017:Q4?
2. Bagaimana pengaruh nilai tukar rupiah dan Produk Domestik Bruto terhadap ekspor Indonesia pada periode 2003:Q1 – 2017:Q4 dengan menggunakan Bayesian *Error Correction Model* ?

1.3 Tujuan

Tujuan penelitian ini yaitu:

1. Memodelkan nilai tukar rupiah dan Produk Domestik Bruto terhadap ekspor Indonesia pada periode 2003:Q1 – 2017:Q4 dengan Bayesian *Error Correction Model*?
2. Mengetahui pengaruh nilai tukar rupiah dan Produk Domestik Bruto terhadap ekspor Indonesia pada periode 2003:Q1 – 2017:Q4 dengan menggunakan Bayesian *Error Correction Model*.

1.4 Manfaat

Manfaat penelitian ini yaitu memberikan informasi mengenai penerapan Bayesian *Error Correction Model* pada kasus pengaruh nilai tukar rupiah dan Produk Domestik Bruto terhadap ekspor Indonesia pada periode 2003:Q1 – 2017:Q4.

1.5 Batasan Masalah

Batasan masalah penelitian ini yaitu:

1. Digunakan prior *conjugate* distribusi *normal-inverse gamma*.
2. Hubungan dua arah antar variabel-variabel yang digunakan tidak diamati.





BAB II

TINJAUAN PUSTAKA

2.1 Deret Waktu

Deret waktu adalah serangkaian pengamatan yang disusun berdasarkan urutan waktu (Wei, 2006). Menurut Cryer dan Chan (2008), deret waktu adalah serangkaian data pengamatan yang disusun menurut waktu, di mana data pengamatan tersebut bersifat acak dan saling berhubungan secara statistika. Secara umum tujuan dari analisis deret waktu ada dua yaitu untuk memodelkan mekanisme stokastik yang ada pada pengamatan berdasarkan waktu dan memprediksi atau meramalkan nilai pengamatan yang akan datang berdasarkan data sebelumnya atau faktor lain yang berhubungan. Menurut Box dan Jenkins (1976) model deret waktu adalah suatu model deret waktu di mana pengamatan yang satu dengan yang lain saling berkorelasi

2.2 Stasioneritas Data Deret Waktu

Menurut Makridakis, Wheelwright dan McGee (1999), stasioneritas adalah tidak adanya pertumbuhan atau penurunan pada suatu data deret waktu. Stasioneritas data deret waktu terdiri dari dua yaitu stasioneritas terhadap ragam dan stasioneritas terhadap rata-rata.

2.2.1 Stasioneritas terhadap Ragam

Data deret waktu dikatakan stasioner terhadap ragam jika tidak ada fluktuasi pada data atau data bersifat konstan sepanjang waktu (Makridakis, Wheelwright dan McGee, 1999). Stasioneritas terhadap ragam dapat diperiksa melalui plot *Box-Cox*. Jika nilai parameter transformasi lambda (λ) sama dengan atau mendekati satu maka data tersebut telah stasioner terhadap ragam.

Data yang tidak stasioner terhadap ragam dapat diatasi dengan transformasi *Box-Cox*. Transformasi dapat didefinisikan (Cryer dan Chan, 2008):

$$g(Y_t) = \begin{cases} \frac{Y_t^\lambda - 1}{\lambda}, & \lambda \neq 0 \\ \log(Y_t), & \lambda = 0 \end{cases} \quad (2.1)$$

di mana,

Y_t : nilai pengamatan waktu ke- t

λ : parameter transformasi

$g(Y_t)$: nilai hasil transformasi

Beberapa nilai lamda (λ) dan bentuk transformasi yang berhubungan dapat dilihat pada tabel 2.1 berikut:

Tabel 2.1 Nilai Lamda (λ) dan Bentuk Transformasinya

Nilai (λ)	-1	-0.5	0	0.5	1
Bentuk Transformasi	$\frac{1}{Y_t}$	$\frac{1}{\sqrt{Y_t}}$	$\ln(Y_t)$	$\sqrt{Y_t}$	Y_t

Data deret waktu dikatakan stasioner terhadap ragam apabila nilai λ yang diperoleh sama dengan 1. Jika nilai λ yang diperoleh tidak sama dengan 1 maka dilakukan transformasi seperti pada Tabel 2.1.

2.2.2 Stasioneritas terhadap Rata-rata

Data deret waktu dapat dikatakan stasioner terhadap rata-rata apabila nilai pengamatan berada di sekitar nilai rata-rata. Menurut Makridakis dkk (1999) nilai-nilai autokorelasi dari data yang stasioner tidak akan signifikan sesudah *lag time* kedua atau ketiga, sedangkan data tidak stasioner rata-rata memiliki nilai autokorelasi yang signifikan sesudah *lag time* ketiga atau beberapa periode.

Ketidakstasioneran pada data deret waktu menunjukkan adanya tren atau kecenderungan. Untuk melihat ada tren atau tidak dapat dilihat melalui plot data. Pemeriksaan stasioneritas terhadap rata-rata juga dapat dilakukan dengan menggunakan uji *Augmented Dickey-Fuller*. Stasioneritas dapat diketahui dari ada atau tidak akar unit. Apabila terdapat akar unit maka data tidak stasioner terhadap rata-rata.

Uji akar unit pertama kali dikembangkan oleh Dickey dan Fuller kemudian dikenal dengan nama uji akar unit Dickey-Fuller (DF). Menurut Gujarati (2004), uji akar unit DF menggunakan persamaan-persamaan berikut:

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

$$\Delta Y_t = a_0 + \gamma Y_{t-1} + e_t \quad (2.3)$$

$$\Delta Y_t = a_0 + a_1 t + \gamma Y_{t-1} + e_t \quad (2.4)$$

Persamaan (2.2) merupakan persamaan *random walk*, persamaan (2.3) merupakan persamaan *random walk* dengan penambahan konstanta, sedangkan persamaan (2.4) merupakan persamaan *random walk* dengan penambahan konstanta dan tren waktu.

Uji akar unit DF menggunakan persamaan (2.2), (2.3) dan (2.4) dapat dilakukan pada data deret waktu yang mengikuti pola AR (1) sehingga dikembangkan dengan memasukkan unsur AR berorde lebih tinggi dan kemudian dikenal dengan uji *Augmented Dickey-Fuller* (ADF). Persamaan-persamaan yang digunakan pada uji ADF yaitu:

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + e_t \quad (2.5)$$

$$\Delta Y_t = a_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + e_t \quad (2.6)$$

$$\Delta Y_t = a_0 + a_1 t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i+1} + e_t \quad (2.7)$$

Hipotesis yang digunakan adalah:

$$H_0: \gamma = 0 \text{ (tidak stasioner)} \text{ vs } H_1: \gamma < 0 \text{ (stasioner)}$$

Statistik uji yang digunakan adalah:

$$\tau = \frac{\hat{\gamma}}{se(\hat{\gamma})} \quad (2.8)$$

di mana,

$$se(\hat{\gamma}) = \frac{\hat{\sigma}}{\sqrt{\sum (Y_i - \bar{y})^2}}, \quad \hat{\sigma} = \sqrt{\frac{\sum \hat{e}_i^2}{n-1}}$$

Pengambilan keputusan didasarkan pada perbandingan statistik uji τ dengan nilai titik kritis τ Mackinnon (tabel Dickey-Fuller). Apabila statistik uji τ lebih kecil daripada nilai titik kritis maka keputusannya tolak H_0 sehingga dapat dikatakan bahwa data deret waktu stasioner terhadap rata-rata. Selain itu pengambilan keputusan dapat menggunakan perbandingan p -value statistik uji dengan taraf nyata. Jika p -value statistik uji lebih kecil dari taraf nyata maka tolak H_0 .

Menurut Makridakis dkk (1999) stasioneritas terhadap rata-rata dapat dilakukan melalui proses differensiasi (*differencing*), yaitu deret asli diganti dengan deret selisih. Notasi untuk banyaknya differensiasi yang dilakukan untuk mencapai stasioner adalah d . Bentuk differensiasi pertama ($d = 1$) adalah:

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} \quad (2.9)$$

dan secara umum dapat ditulis: $(1 - B)^d Y_t$

2.3 Pemilihan Orde Lag

Digunakan untuk menentukan lag yang dipakai pada pemodelan. Pemilihan orde lag dapat dilakukan dengan melihat nilai *cross correlation function* (CCF) atau nilai fungsi korelasi silang antar variabel. Rumus untuk menghitung nilai korelasi silang yaitu:

$$\rho_{xy}(k) = \frac{\hat{\gamma}_{xy}(k)}{\hat{\sigma}_x \hat{\sigma}_y}, k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots, \quad (2.10)$$

dengan

$$\hat{\gamma}_{xy}(k) = \begin{cases} \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n-k} (x_t - \bar{x})(y_{t+k} - \bar{y}), & k \geq 0 \\ \frac{1}{n} \sum_{t=1-k}^n (x_t - \bar{x})(y_{t+k} - \bar{y}), & k < 0 \end{cases}$$

$$\hat{\sigma}_x = \sqrt{\hat{\gamma}_{xx}(0)}, \hat{\sigma}_y = \sqrt{\hat{\gamma}_{yy}(0)}$$

2.4 Kointegrasi

Menurut Enders (2015), kointegrasi diperkenalkan oleh Engle dan Granger (1987). Terdapat beberapa hal penting tentang definisi kointegrasi: kointegrasi mengacu pada kombinasi linier dari variabel-variabel yang tidak stasioner, variabel-variabel yang terkait memiliki orde integrasi yang sama dan beberapa literatur fokus pada kasus variabel dengan akar unit tunggal atau dapat dikatakan variabel dengan orde integrasi satu ($I(1)$).

Apabila variabel-variabel data deret waktu yang digunakan tidak stasioner maka terdapat keadaan di mana dapat dianalisis hubungan antara variabel-variabel tersebut. Kombinasi linier dari variabel-variabel yang terintegrasi memungkinkan bersifat stasioner. Variabel-variabel tersebut dikatakan berkointegrasi. Menurut Gujarati (2004), secara ekonomi dua variabel akan berkointegrasi jika terdapat keseimbangan atau adanya hubungan jangka panjang. Data deret waktu antara dua variabel yang berkointegrasi akan bergerak secara bersama-sama dalam jangka panjang walaupun terkesan menjauh jika dalam jangka pendek.

Pengujian kointegrasi yang sering digunakan adalah uji kointegrasi *Engle-Granger*. Untuk menjelaskan pengujian ini, misalkan terdapat dua deret waktu X_t yang stasioner pada orde b dan Y_t stasioner pada orde d . Kemudian membentuk persamaan regresi antara Y_t dan X_t , maka akan didapatkan model untuk sisaan:

$$e_t = Y_t - \beta_0 - \beta_1 X_t; t = 1, 2, \dots, n \quad (2.11)$$

Engle dan Granger (1987) mendefinisikan bahwa Y_t dan X_t berkointegrasi pada orde (d, b) jika keduanya mempunyai orde integrasi sama dengan satu ($I(1)$) dan $e_t \sim I(0)$, maka Y_t dan X_t akan berkointegrasi pada orde $CI(1,1)$. Untuk mengetahui sifat stasioneritas dari e_t , dilakukan uji akar unit *Augmented Dickey-Fuller* (ADF). Apabila sisaan stasioner pada orde integrasi nol ($I(0)$) maka dapat dikatakan bahwa variabel-variabel yang terkait berkointegrasi.

Namun apabila variabel-variabel memiliki orde integrasi yang berbeda, maka tidak berkointegrasi.

Menurut Granger uji kointegrasi dapat digunakan sebagai pengujian awal untuk menghindari terjadinya *spurious regression* atau regresi lancung (Gujarati, 2004). Regresi lancung dapat terjadi apabila dilakukan regresi terhadap data tidak stasioner. Regresi lancung memiliki nilai R^2 tinggi dan stastistik uji yang signifikan, tetapi secara ekonomi regresi yang dihasilkan tidak memiliki arti (Enders, 2015).

2.5 Error Correction Model (ECM)

Konsep mengenai *Error Correction Model* (ECM) diperkenalkan oleh Sargan (1964) dan kemudian dikembangkan oleh Hendry. ECM memiliki beberapa manfaat, namun yang paling utama dari penggunaan model ini yaitu mengatasi masalah deret waktu yang tidak stasioner dan regresi lancung (Thomas, 1996). Dalam perkembangannya ECM dipopulerkan oleh Engle dan Granger. Menurut Granger, jika dua variabel berkointegrasi, maka hubungan di antara keduanya dapat dijelaskan dengan ECM (Gujarati, 2004).

Menurut Enders (2015), ECM memungkinkan pembentukan model jangka panjang dan model jangka pendek secara bersama dari dua variabel yang berkointegrasi, sehingga pendekatan ECM dapat digunakan untuk mengetahui pergerakan dinamis dan ketidakseimbangan dalam hubungan jangka pendek serta keseimbangan dalam hubungan jangka panjang.

Model ECM dapat dijelaskan dengan memisalkan hubungan keseimbangan jangka panjang antara dua variabel yaitu X dan Y :

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X_t + ECT_t; t = 1, 2, \dots, n \quad (2.12)$$

Akan tetapi dalam sistem ekonomi pada umumnya jarang sekali ditemui keseimbangan variabel-variabel ekonomi. Jika Y memiliki nilai berbeda dengan nilai keseimbangannya, maka perbedaan antara keduanya merupakan nilai ketidakseimbangan dari dua variabel tersebut.

$$ECT_t = Y_t - \beta_0 - \beta_1 X_t \quad (2.13)$$

Nilai tersebut dinamakan galat ketidakseimbangan. Nilai ECT_t akan sama dengan nol ketika X dan Y berada dalam keseimbangan.

Karena X dan Y jarang berada dalam keseimbangan maka ekonometrikawan mengobservasi hubungan jangka pendek atau ketidakseimbangan dengan melibatkan nilai lag dari X dan Y . Secara sederhana, misalkan hanya lag pertama yang digunakan:

$$Y_t = b_0 + b_1 X_t + b_2 X_{t-1} + \mu Y_{t-1} + e_t, 0 < \mu < 1; t = 1, \dots, n \quad (2.14)$$

Berdasarkan persamaan (2.14) terlihat bahwa Y membutuhkan waktu untuk menyesuaikan secara penuh terhadap X . Hal ini konsisten dengan gagasan bahwa Y tidak selalu dalam keseimbangan terhadap X . Masalah utama dalam menduga parameter pada persamaan (2.14), yaitu jika variabel yang digunakan tidak stasioner, sehingga persamaan (2.14) dapat disusun kembali dengan mengurangi Y_{t-1} pada ruas kanan dan kiri.

$$\begin{aligned} Y_t - Y_{t-1} &= b_0 + b_1 X_t + b_2 X_{t-1} + \mu Y_{t-1} - Y_{t-1} + e_t \\ Y_t - Y_{t-1} &= b_0 + b_1 X_t + b_2 X_{t-1} - (1 - \mu) Y_{t-1} + e_t \end{aligned} \quad (2.15)$$

Kemudian dilakukan penambahan dan pengurangan unsur $b_1 X_{t-1}$ di ruas kanan.

$$\begin{aligned} Y_t - Y_{t-1} &= b_0 + b_1 X_t + b_1 X_{t-1} - b_1 X_{t-1} + b_2 X_{t-1} - (1 - \mu) Y_{t-1} + e_t \\ \Delta Y_t &= b_0 + b_1 \Delta X_t + (b_1 + b_2) X_{t-1} - \lambda Y_{t-1} + e_t \end{aligned} \quad (2.16)$$

dengan $\lambda = (1 - \mu)$

Dilakukan parameterisasi pada persamaan (2.16) menjadi:

$$\Delta Y_t = b_1 \Delta X_t - \lambda (Y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 X_{t-1}) + e_t \quad (2.17)$$

di mana, $\beta_1 = \frac{(b_1 + b_2)}{\lambda}$ dan $\beta_0 = \frac{b_0}{\lambda}$

Persamaan (2.17) adalah cara lain penulisan persamaan (2.14). Persamaan (2.17) merupakan ECM orde pertama (*first-order Error Correction Model*) karena hanya menggunakan lag orde pertama untuk hubungan ketidakseimbangan.

λ merupakan parameter penyesuaian. β_1 menunjukkan hubungan keseimbangan atau jangka panjang. b_1 menjelaskan hubungan ketidakseimbangan jangka pendek dan respon Y secara langsung karena adanya perubahan pada X . *Error Correction* dari persamaan (2.17) dapat dituliskan menjadi persamaan:

$$ECT_{t-1} = Y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 X_{t-1} \quad (2.18)$$

Dalam praktiknya ECM yang digunakan oleh ekonometrikawan memiliki bentuk lebih kompleks dibandingkan ECM seperti pada persamaan (2.17), misalkan menggunakan lag pertama dan kedua:

$$Y_t = b_0 + b_1 X_t + b_2 X_{t-1} + b_3 X_{t-2} + \mu_1 Y_{t-1} + \mu_2 Y_{t-2} + e_t \quad (2.19)$$

Kemudian pada persamaan (2.19) di ruas kanan, dilakukan penambahan dan mengurangkan $b_1 X_{1,t-1}$ dan $b_3 X_{1,t-1}$.

$$Y_t = b_0 + b_1 \Delta X_t - b_3 \Delta X_{t-1} + (b_1 + b_2 + b_3) X_{t-1} + \mu_1 Y_{t-1} + \mu_2 Y_{t-2} + e_t \quad (2.20)$$

Persamaan (2.20) disusun kembali dengan mengurangkan Y_{t-1} pada ruas kanan dan kiri

$$Y_t - Y_{t-1} = b_0 + b_1 \Delta X_t - b_3 \Delta X_{t-1} + (b_1 + b_2 + b_3) X_{t-1} + \mu_1 Y_{t-1} + \mu_2 Y_{t-2} - Y_{t-1} + e_t \quad (2.21)$$

Selanjutnya pada persamaan (2.21) dilakukan penambahan dan pengurangan $\mu_2 Y_{1,t-1}$ pada ruas kanan.

$$\begin{aligned}
 \Delta Y_t &= b_0 + b_1 \Delta X_t - b_3 \Delta X_{t-1} + (b_1 + b_2 + b_3) X_{t-1} \\
 &\quad + \mu_1 Y_{t-1} + \mu_2 Y_{t-1} - \mu_2 Y_{t-1} + \mu_2 Y_{t-2} - Y_{t-1} + e_t \\
 \Delta Y_t &= b_0 + b_1 \Delta X_t - b_3 \Delta X_{t-1} + (b_1 + b_2 + b_3) X_{t-1} \\
 &\quad - \mu_2 \Delta Y_{t-1} - (1 - \mu_1 - \mu_2) Y_{t-1} + e_t \\
 \Delta Y_t &= b_0 + b_1 \Delta X_t - b_3 \Delta X_{t-1} + (b_1 + b_2 + b_3) X_{t-1} \\
 &\quad - \mu_2 \Delta Y_{t-1} - \lambda Y_{t-1} + e_t \tag{2.22}
 \end{aligned}$$

Dilakukan parameterisasi pada persamaan (2.22), maka didapatkan ECM:

$$\begin{aligned}
 \Delta Y_t &= -\mu_2 \Delta Y_{t-1} + b_1 \Delta X_t - b_3 \Delta X_{t-1} - \lambda (Y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1 X_{t-1}) + e_t \\
 \Delta Y_t &= -\mu_2 \Delta Y_{t-1} + b_1 \Delta X_t - b_3 \Delta X_{t-1} - \lambda ECT_{t-1} + e_t \tag{2.23}
 \end{aligned}$$

di mana $\lambda = (1 - \mu_1 - \mu_2)$, $\beta_0 = \frac{b_0}{\lambda}$ dan $\beta_1 = \frac{(b_1 + b_2 + b_3)}{\lambda}$ (Thomas, 1996)

Penelitian ini menggunakan satu variabel respon dan dua variabel prediktor. Variabel respon adalah nilai ekspor Indonesia, variabel prediktor, yaitu nilai tukar rupiah dan PDB. ECM yang terbentuk,

$$\begin{aligned}
 \Delta Y_t &= -\mu_2 \Delta Y_{t-1} + b_1 \Delta X_{1,t} - b_3 \Delta X_{1,t-1} + c_1 \Delta X_{2,t} - c_3 \Delta X_{2,t-1} + \\
 &\quad \lambda ECT_{t-1} + e_t \tag{2.24}
 \end{aligned}$$

dengan nilai ECT yaitu,

$$ECT_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 X_{1,t-1} + \beta_2 X_{2,t-1} - Y_{t-1} \tag{2.25}$$

Pembentukan persamaan (2.24) dan (2.25) dapat dilihat pada Lampiran 6.

2.6 Metode Kuadrat Terkecil (MKT)

Dalam menduga parameter terdapat beberapa metode yang dapat digunakan, salah satunya yaitu Metode Kuadrat Terkecil (MKT). Menurut Gujarati (2004), MKT diperkenalkan oleh Carl F. Gauss. MKT sering digunakan dalam analisis regresi karena metode ini secara matematis lebih sederhana dibandingkan metode pendugaan parameter lainnya.

Persamaan umum regresi linier berganda dapat dituliskan:

$$Y_i = b_0 + b_1X_{1,i} + \cdots + b_kX_{k,i} + e_i, \quad i = 1, 2, \dots, n \quad (2.26)$$

Y merupakan variabel respon, X adalah variabel prediktor, $b_0, b_1, \dots, b_k$ merupakan koefisien regresi dan e adalah galat. Menurut Draper dan Smith (1998), model regresi linier dapat dituliskan dalam bentuk notasi matriks, yaitu:

$$Y = X\beta + e$$

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_n \end{bmatrix}_{n \times 1} = \begin{bmatrix} 1 & X_{1,1} & \cdots & X_{k,1} \\ 1 & X_{1,2} & \cdots & X_{k,2} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & X_{1,n} & \cdots & X_{k,n} \end{bmatrix}_{n \times k} \begin{bmatrix} b_0 \\ b_1 \\ \vdots \\ b_k \end{bmatrix}_{k \times 1} + \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \vdots \\ e_n \end{bmatrix}_{n \times 1}$$

di mana,

$Y_{n \times 1}$: vektor variabel respon

$X_{n \times k}$: matriks variabel prediktor

$\beta_{k \times 1}$: vektor parameter

$e_{n \times 1}$: vektor galat

Tujuan MKT yaitu mendapatkan penduga parameter yang meminimumkan jumlah kuadrat sisaan. Jumlah kuadrat sisaan dapat dituliskan:

$$\begin{aligned} e'e &= (Y - X\beta)'(Y - X\beta) \\ &= Y'Y - \beta'X'Y - \beta Y'X + \beta'X'X\beta \\ &= Y'Y - 2\beta'X'Y + \beta'X'X\beta \end{aligned}$$

Untuk mendapatkan nilai penduga β , jumlah kuadrat sisaan diminimumkan dengan menurunkan terhadap β dan disamadengankan nol,

$$\begin{aligned} \frac{\partial(e'e)}{\partial(\beta)} &= 0 \\ -2X'Y + 2X'X\beta &= 0 \\ -X'Y + X'X\beta &= 0 \\ \hat{\beta} &= (X'X)^{-1}X'Y \end{aligned} \quad (2.27)$$

Persamaan (2.27) merupakan penduga bagi parameter pada persamaan umum regresi linier berganda. Penulisan dalam notasi matriks yaitu:

$$\begin{aligned} \hat{\beta} &= (X'X)^{-1}X'Y \\ \begin{bmatrix} \hat{b}_0 \\ \hat{b}_1 \\ \vdots \\ \hat{b}_k \end{bmatrix}_k &= \left(\begin{bmatrix} 1 & 1 & \cdots & 1 \\ X_{1,1} & X_{1,2} & \cdots & X_{1,n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ X_{k,1} & X_{k,2} & \cdots & X_{k,n} \end{bmatrix}_{k \times n} \begin{bmatrix} 1 & X_{11} & \cdots & X_{1k} \\ 1 & X_{1,2} & \cdots & X_{11} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & X_{1,n} & \cdots & X_{k,n} \end{bmatrix}_{n \times k} \right)^{-1} \\ &\quad \begin{bmatrix} 1 & 1 & \cdots & 1 \\ X_{11} & X_{1,2} & \cdots & X_{1,n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ X_{k,1} & X_{k,2} & \cdots & X_{k,n} \end{bmatrix}_{k \times n} \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_n \end{bmatrix}_{n \times 1} \end{aligned} \quad (2.28)$$

Berdasarkan pendugaan parameter pada bentuk persamaan umum regresi linier berganda di atas, maka persamaan *Error Correction Model* dapat dipandang sebagai model regresi linier sehingga pendugaan parameter dapat menggunakan MKT. Digunakan persamaan (2.24) untuk menduga parameter ECM dengan MKT.

$$\Delta Y_t = -\mu_2 \Delta Y_{t-1} + b_1 \Delta X_{1,t} - b_3 \Delta X_{1,t-1} + c_1 \Delta X_{2,t} - c_3 \Delta X_{2,t-1} + \lambda ECT_t + e_t$$

Berikut penulisan ECM pada persamaan (2.24) dalam bentuk matriks,

$$Y = X\beta^* + e \quad (2.29)$$

Y merupakan vektor variabel respon,

$$Y = \begin{bmatrix} \Delta Y_1 \\ \Delta Y_2 \\ \vdots \\ \Delta Y_{n-1} \end{bmatrix}_{(n-1) \times 1} \quad (2.30)$$

X merupakan matriks variabel prediktor,

$$X = \begin{bmatrix} \Delta Y_0 & \Delta X_{1,1} & \Delta X_{1,0} & \Delta X_{2,1} & \Delta X_{2,0} & ECT_0 \\ \Delta Y_1 & \Delta X_{1,2} & \Delta X_{1,1} & \Delta X_{2,2} & \Delta X_{2,1} & ECT_1 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \Delta Y_{n-2} & \Delta X_{1,n-1} & \Delta X_{1,n-2} & \Delta X_{2,n-1} & \Delta X_{2,n-2} & ECT_{n-2} \end{bmatrix}_{(n-1) \times 6} \quad (2.31)$$

β^* merupakan vektor parameter untuk ECM pada persamaan (2.24)

$$\beta^* = \begin{bmatrix} \mu_2 \\ b_1 \\ b_3 \\ c_1 \\ c_3 \\ \lambda \end{bmatrix}_{6 \times 1} \quad (2.32)$$

$$Y = X\beta^* + e$$

$$\begin{bmatrix} \Delta Y_1 \\ \Delta Y_2 \\ \vdots \\ \Delta Y_{n-1} \end{bmatrix}_{(n-1) \times 1} = \begin{bmatrix} \Delta Y_0 & \Delta X_{1,1} & \Delta X_{1,0} & \Delta X_{2,1} & \Delta X_{2,0} & ECT_0 \\ \Delta Y_1 & \Delta X_{1,2} & \Delta X_{1,1} & \Delta X_{2,2} & \Delta X_{2,1} & ECT_1 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \Delta Y_{n-2} & \Delta X_{1,n-1} & \Delta X_{1,n-2} & \Delta X_{2,n-1} & \Delta X_{2,n-2} & ECT_{n-2} \end{bmatrix}_{(n-1) \times 6} \begin{bmatrix} \mu_2 \\ b_1 \\ b_3 \\ c_1 \\ c_3 \\ \lambda \end{bmatrix}_{6 \times 1} + \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \vdots \\ e_{n-1} \end{bmatrix}_{(n-1) \times 1} \quad (2.33)$$

Didapatkan penduga parameter ECM untuk persamaan (2.24) dengan MKT yaitu:

$$\hat{\beta}^* = (X'X)^{-1}X'Y \quad (2.34)$$

$$\begin{bmatrix} \mu_2 \\ \hat{b}_1 \\ \hat{b}_3 \\ \hat{c}_1 \\ \hat{c}_3 \\ \lambda \end{bmatrix}_{6 \times 1} = \left\{ \begin{bmatrix} \Delta Y_0 & \Delta Y_1 & \cdots & \Delta Y_{n-2} \\ \Delta X_{1,1} & \Delta X_{1,2} & \cdots & \Delta X_{1,n-1} \\ \Delta X_{1,0} & \Delta X_{1,1} & \cdots & \Delta X_{1,n-2} \\ \Delta X_{2,1} & \Delta X_{2,2} & \cdots & \Delta X_{2,n-1} \\ \Delta X_{2,0} & \Delta X_{2,1} & \cdots & \Delta X_{2,n-2} \\ ECT_0 & ECT_1 & \cdots & ECT_{n-2} \end{bmatrix}_{6 \times (n-1)} \begin{bmatrix} \Delta Y_0 & \Delta X_{1,1} & \Delta X_{1,0} & \Delta X_{2,1} & \Delta X_{2,0} & ECT_0 \\ \Delta Y_1 & \Delta X_{1,2} & \Delta X_{1,1} & \Delta X_{2,2} & \Delta X_{2,1} & ECT_1 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots & \vdots \\ \Delta Y_{n-2} & \Delta X_{1,n-1} & \Delta X_{1,n-2} & \Delta X_{2,n-1} & \Delta X_{2,n-2} & ECT_{n-2} \end{bmatrix}_{(n-1) \times 6} \right\}^{-1} \quad (2.35)$$

dengan n adalah banyaknya pengamatan.

2.7 Teorema Bayesian

Salah satu pendekatan pendugaan parameter yang dapat digunakan sebagai alternatif dari pendugaan parameter secara klasik adalah metode Bayesian. Perbedaan antara pendekatan Bayesian dan pendekatan klasik atau *frequentist* adalah bahwa dalam konsep Bayesian, parameter dipandang sebagai variabel acak. Oleh karena parameter diperlakukan acak, distribusi peluang secara umum dapat dengan subjektif dan biasanya berdasarkan keyakinan seorang peneliti. Distribusi semacam ini disebut distribusi prior (Walpole dkk, 2012).

Distribusi prior memuat informasi bagi peneliti sebelum data terlibat dalam proses analisis. Distribusi prior merupakan informasi awal yang nantinya akan digunakan untuk membentuk distribusi posterior. Distribusi posterior mencakup distribusi prior dan informasi data pengamatan (Ntzoufras, 2009).

Berdasarkan teorema Bayesian maka distribusi posterior $f(\boldsymbol{\theta}|\mathbf{y})$ dapat dinyatakan:

$$f(\boldsymbol{\theta}|\mathbf{y}) = \frac{f(\boldsymbol{\theta})f(\mathbf{y}|\boldsymbol{\theta})}{f(\mathbf{y})} \quad (2.36)$$

di mana,

$$\begin{aligned} f(\mathbf{y}) &= \sum_{\boldsymbol{\theta}} f(\boldsymbol{\theta}) f(\mathbf{y}|\boldsymbol{\theta}), & \text{diskrit} \\ f(\mathbf{y}) &= \int f(\boldsymbol{\theta}) f(\mathbf{y}|\boldsymbol{\theta}) d\boldsymbol{\theta}, & \text{kontinyu} \end{aligned}$$

Unsur $f(\mathbf{y})$ tidak melibatkan parameter $\boldsymbol{\theta}$ dan dapat dianggap sebagai suatu konstanta, maka dapat dituliskan:

$$f(\boldsymbol{\theta}|\mathbf{y}) \propto f(\boldsymbol{\theta}) f(\mathbf{y}|\boldsymbol{\theta}) \quad (2.37)$$

$f(\boldsymbol{\theta}|\mathbf{y})$ merupakan distribusi posterior, $f(\mathbf{y}|\boldsymbol{\theta})$ adalah fungsi likelihood dan $f(\boldsymbol{\theta})$ adalah distribusi prior. Berdasarkan bentuk hubungan pada persamaan (2.37) dapat dikatakan bahwa distribusi posterior proporsional terhadap perkalian dari distribusi prior dan fungsi likelihood (Koop, 2003).

Menurut Box dan Tiao (1973), distribusi prior dapat dikelompokkan menjadi dua berdasarkan fungsi likelihood, yaitu:

1. Berkaitan dengan bentuk distribusi hasil identifikasi pola data
 - a. Distribusi prior sekawan (*conjugate*),
Distribusi prior yang mempunyai bentuk atau pola sekawan dengan pembentuk fungsi likelihood
 - b. Distribusi prior tidak sekawan (*non-conjugate*)
Distribusi prior yang tidak memperhatikan pola pembentuk fungsi likelihood.

2. Berkaitan dengan penentuan masing-masing parameter pada pola distribusi prior tersebut
 - a. Distribusi prior informatif
 Penentuan didasarkan pada informasi yang diperoleh dari data atau studi masa lalu. Distribusi prior informatif mengandung informasi tentang parameter.
 - b. Distribusi prior non informatif
 Pemilihan tidak didasarkan pada data yang ada atau distribusi prior tidak mengandung informasi tentang parameter.

2.8 Maximum Likelihood Estimation (MLE)

Berdasarkan persamaan (2.26) dapat dibentuk fungsi likelihood untuk model regresi linier. Pada dasarnya fungsi likelihood merupakan perkalian antar fungsi peluang. Menurut Greenberg (2008) untuk model regresi linier (dengan n adalah ukuran contoh dan diasumsikan galat saling bebas), fungsi likelihood dapat dinyatakan:

$$\begin{aligned} L(Y_1, Y_2, \dots, Y_n | \beta, \sigma^2) &= f(Y_1 | \beta, \sigma^2) f(Y_2 | \beta, \sigma^2) \dots f(Y_n | \beta, \sigma^2) \\ &= \left(\frac{1}{2\pi\sigma^2} \right)^{n/2} \exp \left[-\frac{1}{2\sigma^2} \sum (Y_i - \beta X_i)^2 \right] \end{aligned} \quad (2.38)$$

$(2\pi)^{-n/2}$ merupakan konstanta sehingga secara proposional persamaan (2.38) dapat juga dituliskan:

$$\propto \left(\frac{1}{\sigma^2} \right)^{n/2} \exp \left[-\frac{1}{2\sigma^2} (\mathbf{Y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})' (\mathbf{Y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}) \right] \quad (2.39)$$

$\mathbf{Y}_{n \times 1}$ merupakan matriks variabel prediktor, $\mathbf{X}_{n \times k}$ merupakan matriks variabel prediktor dan $\boldsymbol{\beta}_{k \times 1}$ merupakan vektor parameter. Berdasarkan fungsi likelihood pada persamaan (2.38) maka dapat dibentuk fungsi log-likelihood yaitu:

$$\begin{aligned}
 \ln L(Y, X | \beta, \sigma^2) &= \ln \left(\left(\frac{1}{2\pi\sigma^2} \right)^{n/2} \exp \left[-\frac{1}{2\sigma^2} \sum (Y_i - \beta X_i)^2 \right] \right) \\
 &= \ln \left(\frac{1}{2\pi\sigma^2} \right)^{n/2} + \ln \left(\exp \left[-\frac{1}{2\sigma^2} \sum (Y_i - \beta X_i)^2 \right] \right) \\
 &= -\frac{n}{2} \ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum (Y_i - \beta X_i)^2 \\
 &= -\frac{n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln(\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum (Y_i - \beta X_i)^2
 \end{aligned} \tag{2.40}$$

Kemudian persamaan (2.40) dimaksimumkan dengan menurunkan terhadap β dan disamadengankan nol:

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial (\ln L(Y, X | \beta, \sigma^2))}{\partial (\beta)} &= 0 \\
 \frac{\partial \left(-\frac{n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln(\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} \sum (Y_i - \beta X_i)^2 \right)}{\partial (\beta)} &= 0 \\
 \frac{1}{\sigma^2} \sum X_i (Y_i - \beta X_i) &= 0 \\
 \frac{1}{\sigma^2} \left(\sum X_i Y_i - \sum \beta X_i X_i \right) &= 0 \\
 \sum X_i Y_i - \sum \beta X_i X_i &= 0
 \end{aligned}$$

Maka akan diperoleh penduga kemungkinan maksimum untuk β yaitu:

$$\hat{\beta} = \left(\sum X_i X_i \right)^{-1} \sum X_i Y_i$$

Dalam bentuk notasi matriks yaitu:

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y \tag{2.41}$$

Penduga bagi β dengan MLE pada persamaan (2.41) memberikan hasil yang sama seperti pendugaan bagi β dengan MKT pada persamaan (2.27). Untuk ECM dengan parameter β^* , pendugaan dengan MLE akan memberikan hasil yang sama pula dengan pendugaan yang dihasilkan dengan MKT seperti pada persamaan (2.34) dan dalam bentuk notasi matriks seperti persamaan (2.35).

Selanjutnya memaksimumkan fungsi kembali untuk mendapatkan penduga bagi σ^2 dengan menggunakan persamaan (2.40) lalu diturunkan terhadap σ^2 dan disamadengankan nol,

$$\begin{aligned} \frac{\partial(\ln L(Y, X|\beta, \sigma^2))}{\partial(\sigma^2)} &= 0 \\ \frac{\partial\left(-\frac{n}{2}\ln(2\pi) - \frac{n}{2}\ln(\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2}\sum(Y_i - \beta X_i)^2\right)}{\partial(\sigma^2)} &= 0 \\ -\frac{n}{2\sigma^2} - \left(-\frac{1}{(\sigma^2)^2}\right)\sum(Y_i - \beta X_i)^2 &= 0 \\ -\frac{n}{2\sigma^2} + \frac{1}{(\sigma^2)^2}\sum(Y_i - \beta X_i)^2 &= 0 \\ -\frac{n}{2\sigma^2} + \frac{1}{(\sigma^2)^2}\sum(Y_i - \beta X_i)^2 &= 0 \\ \frac{1}{2\sigma^2}\left[\frac{1}{\sigma^2}\sum(Y_i - \beta X_i)^2 - n\right] &= 0 \end{aligned}$$

Diperoleh penduga kemungkinan maksimum untuk σ^2 , yaitu:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n}\sum(Y_i - \hat{\beta}X_i)^2$$

Dalam bentuk notasi matriks yaitu:

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n}[(Y - \mathbf{X}\hat{\beta})'(Y - \mathbf{X}\hat{\beta})] \quad (2.42)$$

2.9 Prior Conjugate

Menurut Greenberg (2008) *prior conjugate* yang dapat digunakan untuk parameter dari persamaan regresi linier yaitu distribusi *normal-inverse gamma*. Prior untuk $(\boldsymbol{\beta}|\sigma^2)$ berdistribusi normal (N) dan untuk (σ^2) berdistribusi *inverse gamma* (IG).

$$f(\boldsymbol{\beta}, \sigma^2) = f(\boldsymbol{\beta}|\sigma^2) f(\sigma^2) \\ \sim N_k(\boldsymbol{\beta}|\boldsymbol{\beta}_0, \sigma^2 \mathbf{B}_0) IG(\sigma^2|\alpha_0/2, \delta_0/2) \quad (2.43)$$

di mana *hyperparameter* $\alpha_0, \delta_0, \boldsymbol{\beta}_0, \mathbf{B}_0$ diasumsikan diketahui. Berdasarkan definisi distribusi posterior yaitu proposional terhadap perkalian dari fungsi likelihood ($f(\mathbf{Y}|\boldsymbol{\beta}, \sigma^2)$) dan distribusi prior $f(\boldsymbol{\beta}, \sigma^2)$, maka distribusi posterior yang terbentuk, yaitu:

$$f(\boldsymbol{\beta}, \sigma^2|\mathbf{Y}) = f(\mathbf{Y}|\boldsymbol{\beta}, \sigma^2) f(\boldsymbol{\beta}, \sigma^2) \\ = (\mathbf{Y}|\boldsymbol{\beta}, \sigma^2) f(\boldsymbol{\beta}, \sigma^2) f(\sigma^2) \\ \propto \left(\frac{1}{\sigma^2}\right)^{n/2} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2}(\mathbf{Y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})'(\mathbf{Y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})\right] \\ \times \left(\frac{1}{\sigma^2}\right)^{k/2} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2}(\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\beta}_0)' \mathbf{B}_0^{-1}(\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\beta}_0)\right] \\ \times \left(\frac{1}{\sigma^2}\right)^{\alpha_0/2+1} \exp\left[-\frac{\delta_0}{2\sigma^2}\right] \\ = \left(\frac{1}{\sigma^2}\right)^{(n+\alpha_0)/2+1} \left(\frac{1}{\sigma^2}\right)^{k/2} \\ \times \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2}\left\{(\mathbf{Y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta})'(\mathbf{Y} - \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}) + (\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\beta}_0)' \mathbf{B}_0^{-1}(\boldsymbol{\beta} - \boldsymbol{\beta}_0) + \delta_0\right\}\right] \quad (2.44)$$

Distribusi posterior pada persamaan (2.44) dapat dituliskan:

$$f(\boldsymbol{\beta}, \sigma^2|\mathbf{Y}) \propto \underbrace{\left(\frac{1}{\sigma^2}\right)^{k/2} \exp\left[-\frac{1}{2\sigma^2}(\boldsymbol{\beta} - \bar{\boldsymbol{\beta}})' \mathbf{B}_1^{-1}(\boldsymbol{\beta} - \bar{\boldsymbol{\beta}})\right]}_{\boxed{1}} \\ \times \underbrace{\left(\frac{1}{\sigma^2}\right)^{\alpha_1/2+1} \exp\left[-\frac{\delta_1}{2\sigma^2}\right]}_{\boxed{2}} \quad (2.45)$$

di mana,

$$\mathbf{B}_1 = (\mathbf{X}'\mathbf{X} + \mathbf{B}_0^{-1})^{-1}$$

$$\bar{\boldsymbol{\beta}} = \mathbf{B}_1(\mathbf{X}'\mathbf{Y} + \mathbf{B}_0^{-1}\boldsymbol{\beta}_0)$$

$$\alpha_1 = \alpha_0 + n$$

$$\delta_1 = \delta_0 + \mathbf{Y}'\mathbf{Y} + \boldsymbol{\beta}_0'\mathbf{B}_0^{-1}\boldsymbol{\beta}_0 - \bar{\boldsymbol{\beta}}'\mathbf{B}_1^{-1}\bar{\boldsymbol{\beta}}$$

Berdasarkan persamaan (2.45) dapat diketahui bahwa unsur pertama persamaan tersebut merupakan bentuk densitas dari k-dimensi distribusi normal untuk $\boldsymbol{\beta}$ yaitu $N_k(\bar{\boldsymbol{\beta}}, \sigma^2 \mathbf{B}_1)$ dan unsur kedua persamaan tersebut merupakan densitas distribusi *inverse-gamma* untuk σ^2 yaitu $IG(\alpha_1/2, \delta_1/2)$.

Distribusi posterior marginal untuk σ^2 dapat diperoleh dengan melakukan integral pada distribusi posterior $f(\boldsymbol{\beta}, \sigma^2 | \mathbf{Y})$ terhadap $\boldsymbol{\beta}$.

$$f(\sigma^2 | \mathbf{Y}) = \int f(\boldsymbol{\beta}, \sigma^2 | \mathbf{Y}) d\boldsymbol{\beta}$$

Oleh karena pada persamaan (2.45) unsur pertama yang mengandung $\boldsymbol{\beta}$ merupakan distribusi normal, maka dapat dituliskan fungsi densitas untuk σ^2 , yaitu:

$$f(\sigma^2 | \mathbf{Y}) = IG(\alpha_1/2, \delta_1/2) \quad (2.46)$$

Distribusi posterior marginal untuk $\boldsymbol{\beta}$ dapat diperoleh dengan melakukan integral pada distribusi posterior $f(\boldsymbol{\beta}, \sigma^2 | \mathbf{Y})$ terhadap σ^2 .

$$\begin{aligned} f(\boldsymbol{\beta} | \mathbf{Y}) &= \int f(\boldsymbol{\beta}, \sigma^2 | \mathbf{Y}) d\sigma^2 \\ &= \int \left\{ \left(\frac{1}{\sigma^2} \right)^{k/2} \exp \left[-\frac{1}{2\sigma^2} (\boldsymbol{\beta} - \bar{\boldsymbol{\beta}})' \mathbf{B}_1^{-1} (\boldsymbol{\beta} - \bar{\boldsymbol{\beta}}) \right] \right. \\ &\quad \left. \times \left(\frac{1}{\sigma^2} \right)^{\alpha_1/2+1} \exp \left[-\frac{\delta_1}{2\sigma^2} \right] \right\} d\sigma^2 \end{aligned}$$

$$\propto \int \left(\frac{1}{\sigma^2} \right)^{(k+\alpha_1)/2+1} \exp \left[-\frac{Q}{2\sigma^2} \right] d\sigma^2$$

di mana $Q = \delta_1 + (\boldsymbol{\beta} - \bar{\boldsymbol{\beta}})' \mathbf{B}_1^{-1} (\boldsymbol{\beta} - \bar{\boldsymbol{\beta}})$

karena hanya unsur Q yang mengandung $\boldsymbol{\beta}$, maka:

$$\begin{aligned} f(\boldsymbol{\beta}|\mathbf{Y}) &\propto Q^{-\frac{k+\alpha_1}{2}} \\ &\propto \left[\delta_1 + (\boldsymbol{\beta} - \bar{\boldsymbol{\beta}})' \mathbf{B}_1^{-1} (\boldsymbol{\beta} - \bar{\boldsymbol{\beta}}) \right]^{-(k+\alpha_1)/2} \\ &\propto \left[1 + \frac{1}{\alpha_1} (\boldsymbol{\beta} - \bar{\boldsymbol{\beta}})' [(\delta_1/\alpha_1) \mathbf{B}_1]^{-1} (\boldsymbol{\beta} - \bar{\boldsymbol{\beta}}) \right]^{-(k+\alpha_1)/2} \end{aligned} \quad (2.47)$$

yang merupakan fungsi densitas untuk distribusi t multivariat maka dapat dituliskan:

$$f(\boldsymbol{\beta}|\mathbf{Y}) = t_k(\alpha_1, \bar{\boldsymbol{\beta}}, (\delta_1/\alpha_1) \mathbf{B}_1) \quad (2.48)$$

2.10 Markov Chain Monte Carlo (MCMC)

Menurut Ntzoufraz (2009), *Markov Chain Monte Carlo* (MCMC) diperkenalkan oleh Metropolis dan rekan-rekannya (1953). MCMC adalah metode pembangkitan peubah acak berdasarkan pada pembentukan rantai Markov yang pada akhirnya konvergen ke distribusi yang diinginkan, sehingga MCMC dapat digunakan untuk menyelesaikan distribusi posterior.

Suatu rantai markov merupakan proses stokastik $\{\boldsymbol{\theta}^{(1)}, \boldsymbol{\theta}^{(2)}, \dots, \boldsymbol{\theta}^{(T)}\}$, dan dapat dituliskan:

$$f(\boldsymbol{\theta}^{(t+1)} | \boldsymbol{\theta}^{(t)}, \dots, \boldsymbol{\theta}^{(1)}) = f(\boldsymbol{\theta}^{(t+1)} | \boldsymbol{\theta}^{(t)}) \quad (2.49)$$

Berdasarkan persamaan (2.49) dapat diketahui bahwa nilai $\boldsymbol{\theta}$ pada $(t + 1)$ hanya bergantung pada nilai pada waktu sebelumnya (t) .

Berikut langkah langkah pembangkitan distribusi posterior dengan rantai markov:

1. Menentukan nilai awal $\theta^{(0)}$.
2. Membangkitkan nilai sebanyak T sampai kondisi stasioner tercapai.
3. Memeriksa kekonvergenan. Jika belum konvergen, maka bangkitkan observasi lebih banyak lagi.
4. Membuang sebanyak B observasi pertama.
5. Menggunakan $\{\theta^{(B+1)}, \theta^{(B+2)}, \dots, \theta^{(T)}\}$ sebagai observasi untuk analisis posterior.
6. Membuat plot distribusi posterior.
7. Mendapatkan ringkasan dari distribusi posterior (nilai tengah, median, standar deviasi, kuantil, dan korelasi).

Metode MCMC akan menghasilkan *output* berupa contoh yang bersifat acak: $\theta^{(1)}, \theta^{(2)}, \dots, \theta^{(t)}, \dots, \theta^{(T)}$. Berdasarkan contoh tersebut untuk fungsi $G(\theta)$ dari parameter θ , dapat diperoleh

1. Contoh dari parameter yang diinginkan $G(\theta)$

$$G(\theta^{(1)}), G(\theta^{(2)}), \dots, G(\theta^{(t)}), \dots, G(\theta^{(T)})$$

2. Ringkasan posterior $G(\theta)$ dari contoh dengan menggunakan penduga contoh. Misalkan menduga nilai tengah posterior, dapat dihitung dengan rumus:

$$\hat{E}(G(\theta|\mathbf{y})) = \overline{G(\theta)} = \frac{1}{T-B} \sum_{t=1}^{T-B} G(\theta^{(t)}) \quad (2.50)$$

dan standar deviasi posterior dengan rumus:

$$\widehat{SD}(G(\theta|\mathbf{y})) = \sqrt{\frac{1}{T-B-1} \sum_{t=1}^{T-B} [G(\theta^{(t)}) - \hat{E}(G(\theta|\mathbf{y}))]^2} \quad (2.51)$$

skala pengukuran yang lain yaitu median dan kuantil (misal: persentil 2.5% dan 97.5% akan memberikan 95% *Credibel Interval*).

3. Perhitungan dan pemeriksaan korelasi antar parameter.
4. Plot dari distribusi posterior.

2.11 Gibbs Sampler

Gibbs sampler diperkenalkan oleh Geman dan Geman pada tahun 1984. Algoritma *Gibbs sampler* digunakan untuk merancang rantai Markov dan merupakan salah satu algoritma MCMC yang paling banyak digunakan. *Gibbs sampler* menggunakan *full conditional posterior distribution*. Algoritma *Gibbs sampler* banyak digunakan karena distribusi bersyarat memiliki bentuk yang diketahui, sehingga dapat dilakukan simulasi dengan mudah menggunakan fungsi statistik dan *software* komputasi.

Secara singkat langkah-langkah algoritma *Gibbs sampler*, yaitu:

1. Menentukan nilai awal untuk setiap parameter

$$\theta^{(0)} = (\theta_1^{(0)}, \theta_2^{(0)}, \dots, \theta_p^{(0)})$$

2. Setelah menentukan nilai awal dilakukan proses pembangkitan nilai parameter baru

$$\theta_1^{(t)} \text{ dari } f(\theta_1 | \theta_2^{(t-1)}, \theta_3^{(t-1)}, \dots, \theta_p^{(t-1)}, \mathbf{y})$$

$$\theta_2^{(t)} \text{ dari } f(\theta_2 | \theta_1^{(t)}, \theta_3^{(t-1)}, \dots, \theta_p^{(t-1)}, \mathbf{y})$$

$$\theta_3^{(t)} \text{ dari } f(\theta_3 | \theta_1^{(t)}, \theta_2^{(t)}, \theta_4^{(t-1)}, \dots, \theta_p^{(t-1)}, \mathbf{y})$$

...

...

...

$$\theta_p^{(t)} \text{ dari } f(\theta_p | \theta_1^{(t)}, \theta_2^{(t)}, \dots, \theta_{p-1}^{(t)}, \mathbf{y})$$

3. Membentuk $\theta^{(t)}$ dan simpan sebagai himpunan nilai yang akan digunakan untuk pembangkitan pada iterasi ke $(t + 1)$ dari algoritma.
4. Lakukan langkah ke-1 sampai langkah ke-3 sebanyak iterasi yang diinginkan (Ntzoufraz, 2009).

2.12 Pemeriksaan Konvergensi

Pemeriksaan konvergensi digunakan untuk mengetahui apakah obsevasi yang dibangkitkan sesuai dengan distribusi posterior. Pemeriksaan konvergensi dapat dilakukan dengan *trace plot*, *MC Error (Markov Chain Error)* dan autokorelasi antar observasi yang telah dibangkitkan.

1. Trace Plot

Trace plot merupakan plot iterasi terhadap nilai yang dibangkitkan. Konvergensi terpenuhi jika *trace plot* menunjukkan pola horizontal. Apabila konvergensi belum terpenuhi maka iterasi perlu ditingkatkan.

2. MC Error

Konvergensi terpenuhi jika nilai *MC Error* lebih kecil dari 1% *standard deviation*. Proses perhitungan *MC Error* yaitu pembagian observasi hasil pembangkitan menjadi K *batch*. Rumus untuk menghitung *MC Error* yaitu:

$$MCE[G(\theta)] = \sqrt{\frac{1}{K(K-1)} \sum_{b=1}^K (G(\theta)_b - \overline{G(\theta)})^2} \quad (2.52)$$

dengan,

$$G(\theta)_b = \frac{1}{v} \sum_{t=(b-1)v+1}^{bv} G(\theta^{(t)}) \quad (2.53)$$

$$\overline{G(\theta)} = \frac{1}{T-B} \sum_{r=1}^{T-B} G(\theta^{(t)}) \quad (2.54)$$

di mana,

$G(\theta)_b$: rata-rata observasi setiap *batch*

$\overline{G(\theta)}$: rata-rata umum observasi

K : banyaknya *batch*

v : banyaknya observasi di setiap *batch*

b : indeks untuk banyaknya *batch*

T : banyaknya observasi yang dibangkitkan

B : banyaknya *burn-in*

(Ntzoufraz, 2009)

3. Autokorelasi

Autokorelasi dapat diduga dengan menggunakan rumus yaitu:

$$r_k(\theta_i) = \frac{\sum_{t=k+1}^{T-B} (\theta_i^{(t)} - \bar{\theta}) (\theta_i^{(t-k)} - \bar{\theta})}{\sum_{r=1}^{T-B} (\theta_i^{(t)} - \bar{\theta})^2} \quad (2.55)$$

dengan $k = 1, 2, 3, \dots$ menunjukkan lag ke- k dan $i = 1, 2, \dots, P$, di mana P adalah banyaknya parameter. Jika terdapat korelasi yang signifikan antar observasi secara berurutan maka belum dapat dikatakan bahwa observasi hasil simulasi tersebut mencapai distribusi yang diinginkan.

2.13 Pengujian Parameter

Pengujian parameter untuk model dengan metode Bayesian dapat menggunakan *Credibel Interval*, dengan batasan yang digunakan yaitu batas bawah persentil 2.5% dan batas atas persentil 97.5% (Ntzoufraz, 2009). Apabila *credible interval* tidak memuat nilai nol maka dapat dikatakan parameter signifikan dan variabel prediktor berpengaruh secara nyata terhadap variabel respon.

2.14 Diagnostik Model

Pemeriksaan kelayakan model dapat dilakukan dengan memeriksa sifat *white noise* dan normalitas pada sisaan. Pengujian kelayakan model dapat menggunakan Uji L-jung Box, dengan hipotesis:

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k = 0 \quad \text{vs}$$

$$H_1 : \text{paling sedikit ada satu } \rho_i \neq 0, i = 1, 2, \dots, k$$

Statistik uji yang digunakan adalah statistik uji Ljung-Box (Q):

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^K \frac{\hat{p}_k^2}{(n-k)} \quad (2.56)$$

di mana,

$\hat{p}_k^2$: autokorelasi sisaan pada *lag* ke- k

K : *lag* maksimum

n : banyaknya pengamatan

Keputusan terima H_0 jika *p-value* lebih besar dari taraf nyata (α) yang berarti tidak terdapat korelasi pada sisaan (Cryer dan Chan, 2008).

Normalitas sisaan dapat diketahui dengan membuat QQ plot untuk mengetahui apakah sisaan menyebar secara normal atau tidak. Menurut Chambers dkk (1998), QQ plot merupakan plot antara kuantil data dengan kuantil berdasarkan sebaran hipotetik tertentu. Tahapan pembuatan QQ plot untuk distribusi normal yaitu:

Misal terdapat suatu gugus data $e_1, e_2, \dots, e_n ; i = 1, 2, \dots, n$

1. Mengurutkan data

$$e_{(1)} \leq e_{(2)} \leq \dots \leq e_{(n)}$$

2. Menghitung p_i

$$p_i = \frac{(i - 0.5)}{n}$$

3. Menentukan skor normal baku Z untuk setiap p_i
4. Plot $e_{(i)}$ dengan Z_i

2.15 Tinjauan Non Statistika

2.15.1 Ekspor

Perdagangan internasional memiliki pengaruh dalam perekonomian suatu negara. Menurut Mankiw (2000) terdapat manfaat dari keterlibatan dalam perdagangan internasional, yaitu dapat meningkatkan kesejahteraan negara melalui produksi barang dan jasa yang memiliki keunggulan komparatif. Interaksi dalam perdagangan internasional diantaranya berupa membeli dan menjual barang dan jasa dalam pasar produk-produk dunia, serta jual-beli modal atau asset dalam pasar-pasar uang internasional.

Ekspor merupakan salah satu kegiatan di dalam perdagangan internasional. Ekspor adalah berbagai macam barang dan jasa yang diproduksi di dalam negeri dan dijual di luar negeri. Terdapat berbagai faktor yang dapat mempengaruhi ekspor suatu negara. Faktor-faktor tersebut meliputi:

1. Selera konsumen terhadap produk dalam dan luar negeri
2. Harga produk di dalam dan di luar negeri
3. Besar nilai tukar yang menentukan jumlah mata uang domestik yang dibutuhkan untuk membeli mata uang asing
4. Biaya angkutan barang antar negara
5. Kebijakan pemerintah mengenai perdagangan internasional

2.15.2 Nilai Tukar

Nilai tukar nominal adalah nilai atau angka tarif di mana seseorang dapat memperdagangkan mata uang suatu negara dengan mata uang negara lainnya. Suatu peningkatan nilai tukar suatu mata uang dihitung oleh jumlah mata uang asing yang dapat dibelinya disebut apresiasi. Sedangkan penurunan nilai tukar suatu mata uang dihitung oleh jumlah mata uang asing yang dapat dibelinya disebut depresiasi. Jika suatu mata uang mengalami apresiasi, maka mata uang tersebut dikatakan menguat karena dapat membeli lebih banyak uang asing. Demikian juga ketika suatu mata uang mengalami depresiasi dapat dikatakan bahwa mata uang tersebut melemah.

Nilai tukar riil adalah tingkatan di mana seseorang dapat memperdagangkan barang dan jasa dari suatu negara dengan barang dan jasa dari negara lain. Nilai tukar riil dan nominal memiliki keterkaitan yang sangat erat. Hubungan antara nilai tukar nominal dengan nilai tukar riil dapat diketahui melalui persamaan berikut,

$$\text{Nilai tukar riil} = \frac{\text{Nilai tukar nominal} \times \text{Harga domestik}}{\text{Harga luar negeri}}$$

Nilai tukar nominal dan nilai tukar riil merupakan dua harga internasional yang terpenting dalam transaksi di perdagangan internasional. Harga-harga internasional berpengaruh dalam keputusan pembeli dan produsen pada saat berinteraksi di pasar-pasar internasional (Mankiw, 2000).

2.15.3 Pertumbuhan Ekonomi

Menurut Mankiw (2000) pertumbuhan ekonomi dapat dikatakan sebagai kenaikan Produk Domestik Bruto (PDB) suatu negara pada tahun tertentu yang menunjukkan naiknya pendapatan perkapita dalam perekonomian. PDB adalah nilai pasar atau semua barang jadi dan jasa yang diproduksi di sebuah negara dalam kurun waktu tertentu. PDB bergantung pada dua hal, yaitu kuantitas input atau yang disebut faktor-faktor produksi dan kemampuan mengubah input menjadi output atau yang disebut sebagai fungsi produksi.

PDB menurut harga berlaku menunjukkan nilai tambah barang dan jasa yang dihitung menggunakan harga yang berlaku pada setiap tahun, sedangkan PDB menurut harga konstan menggambarkan nilai tambah barang dan jasa yang dihitung menggunakan harga yang berlaku pada satu tahun tertentu sebagai tahun dasar. PDB menurut harga berlaku digunakan untuk mengetahui pergeseran, dan struktur ekonomi suatu negara. Sementara itu, PDB konstan digunakan untuk mengetahui kemampuan sumber daya dalam mendorong pertumbuhan ekonomi secara riil dari tahun ke tahun atau pertumbuhan ekonomi yang tidak dipengaruhi oleh faktor harga.

BAB III METODOLOGI PENELITIAN

3.1 Sumber Data

Penelitian ini menggunakan data sekunder yang diambil dari *website* Bank Indonesia (www.bi.go.id) dan Kementerian Perdagangan Republik Indonesia (www.kemendag.go.id). Data yang digunakan yaitu data kuartalan periode 2003:Q1 sampai 2017:Q4 di Indonesia. Data terdiri dari variabel nilai ekspor, nilai tukar rupiah dan PDB menurut harga berlaku.

3.2 Metode Analisis

Tahapan analisis penelitian ini, yaitu:

1. Plot data masing-masing variabel.
2. Stasioneritas terhadap ragam dengan analisis *Box-Cox*. Transformasi *Box-Cox* dilakukan seperti pada persamaan (2.1) untuk nilai λ yang diperoleh.
3. Stasioneritas terhadap rata-rata dengan uji *Augmented Dickey-Fuller* (ADF) seperti pada persamaan (2.5), (2.6) dan (2.7). Jika data belum stasioner maka dilakukan proses diferensiasi (*diffrencing*) seperti pada persamaan (2.9). Dari proses diferensiasi akan diperoleh orde integrasi.
4. Plot CCF untuk menentukan orde lag yang digunakan.
5. Uji kointegrasi metode *Engle-Granger* pada variabel-variabel yang digunakan dengan memeriksa stasioneritas sisaan. Pengujian stasioneritas menggunakan uji ADF seperti pada persamaan (2.5), (2.6) dan (2.7). Jika sisaan stasioner pada orde integrasi nol ($I(0)$) maka dapat dikatakan variabel-variabel yang digunakan berkointegrasi.
6. Pendugaan parameter *Error Correction Model* dengan pendekatan Bayesian. Metode Bayesian dilakukan dengan simulasi MCMC dan dengan algoritma *Gibbs Sampler* seperti yang dijelaskan pada sub bab 2.10 dan 2.11. Algoritma *Gibbs Sampler* disusun dengan menggunakan distribusi *conditional*

posterior (2.46) dan (2.48) dengan memberi nilai awal sebagai inisialisasi proses simulasi. Berikut proses algoritma *Gibbs Sampler* pada model Bayesian ECM:

- a. Menentukan nilai awal parameter β dan σ^2 yang diperoleh dari hasil pendugaan dengan MKT.

$$\theta^{(0)} = (\beta_1^{(0)}, \dots, \beta_p^{(0)}, \sigma^{2(0)})$$

Parameter ECM pada persamaan (2.24) yaitu β^* sesuai persamaan (2.32).

$\beta^{*'} = [\mu_2 \quad b_1 \quad b_3 \quad c_1 \quad c_3 \quad \lambda]$, maka

$$\theta^{(0)} = (b_1^{(0)}, b_3^{(0)}, c_1^{(0)}, c_3^{(0)}, \lambda^{(0)}, \mu_2^{(0)}, \sigma^{2(0)})$$

- b. Membangkitkan parameter baru

$$\beta_1^{(1)} \sim f(\beta_1 | \beta_1^{(0)}, \beta_2^{(0)}, \dots, \beta_p^{(0)}, \mathbf{y})$$

$$\beta_2^{(1)} \sim f(\beta_2 | \beta_1^{(1)}, \beta_3^{(0)}, \dots, \beta_p^{(0)}, \mathbf{y})$$

...

...

...

$$\beta_p^{(1)} \sim f(\beta_p | \beta_1^{(1)}, \beta_2^{(1)}, \dots, \mathbf{y})$$

$$\sigma^{2(1)} \sim f(\sigma^2 | \beta_1^{(1)}, \beta_2^{(1)}, \dots, \beta_p^{(1)}, \mathbf{y})$$

Pada penelitian ini untuk ECM berdasarkan persamaan (2.24) maka,

$$\mu_2^{(1)} \sim f(\mu_2 | \mu_2^{(0)}, b_1^{(0)}, b_3^{(0)}, c_1^{(0)}, c_3^{(0)}, \lambda^{(0)}, \sigma^{2(0)}, \mathbf{y})$$

$$b_1^{(1)} \sim f(b_1 | \mu_2^{(1)}, b_3^{(0)}, c_1^{(0)}, c_3^{(0)}, \lambda^{(0)}, \sigma^{2(0)}, \mathbf{y})$$

$$\begin{aligned} b_3^{(1)} &\sim f\left(b_3 \mid \mu_2^{(1)}, b_1^{(1)}, c_1^{(0)}, c_3^{(0)}, \lambda^{(0)}, \sigma^{2(0)}, \mathbf{y}\right) \\ c_1^{(1)} &\sim f\left(c_1 \mid \mu_2^{(1)}, b_1^{(1)}, b_3^{(1)}, c_3^{(0)}, \lambda^{(0)}, \sigma^{2(0)}, \mathbf{y}\right) \\ c_3^{(1)} &\sim f\left(c_3 \mid \mu_2^{(1)}, b_1^{(1)}, b_3^{(1)}, c_1^{(1)}, \lambda^{(0)}, \sigma^{2(0)}, \mathbf{y}\right) \\ \lambda^{(1)} &\sim f\left(\lambda \mid \mu_2^{(1)}, b_1^{(1)}, b_3^{(1)}, c_1^{(1)}, c_3^{(1)}, \sigma^{2(0)}, \mathbf{y}\right) \\ \sigma^{2(1)} &\sim f\left(\sigma^2 \mid \mu_2^{(1)}, b_1^{(1)}, b_3^{(1)}, c_1^{(1)}, c_3^{(1)}, \lambda^{(1)}, \mathbf{y}\right) \end{aligned}$$

dengan $\mathbf{y} = \mathbf{X}\boldsymbol{\beta}^*$, $\mathbf{X}$ merupakan matriks variabel prediktor di mana untuk ECM pada penelitian ini, matriks $\mathbf{X}$ seperti persamaan (2.31) dan $\boldsymbol{\beta}^*$ merupakan vektor parameter untuk ECM sesuai persamaan (2.32).

- c. Menyimpan $\boldsymbol{\theta}^{(1)}$ dari hasil iterasi pertama dan digunakan untuk pembangkitkan pada iterasi selanjutnya
- d. Mengulang langkah ke-2 dan ke-3 untuk mendapatkan $\boldsymbol{\theta}^{(2)}, \boldsymbol{\theta}^{(3)}, \dots, \boldsymbol{\theta}^{(T)}$

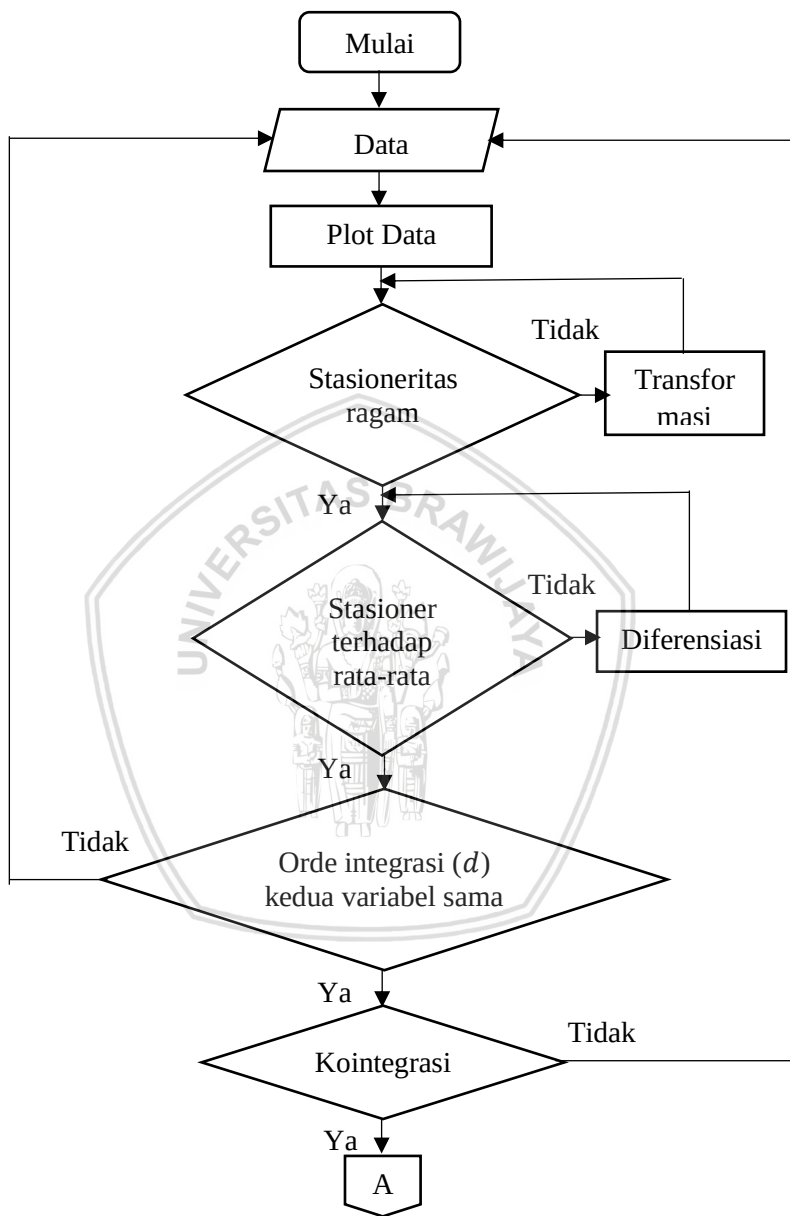
Hasil simulasi dari setiap elemen pada parameter diambil nilai tengah untuk dijadikan sebagai penduga parameter.

7. Pemeriksaan konvergensi hasil simulasi menggunakan *trace plot*, *MC Error* dan autokorelasi seperti yang dijelaskan pada sub bab 2.12. Jika belum konvergen maka kembali ke langkah 5 dengan meningkatkan iterasi pada simulasi sampai kondisi konvergen terpenuhi.
8. Pengujian parameter Bayesian *Error Correction Model* dengan menggunakan *credible interval* seperti yang telah dijelaskan pada sub bab 2.13.
9. Diagnostik model dengan melihat apakah sisaan telah berdistribusi normal dan bersifat *white noise*. seperti yang dijelaskan pada sub bab 2.14.

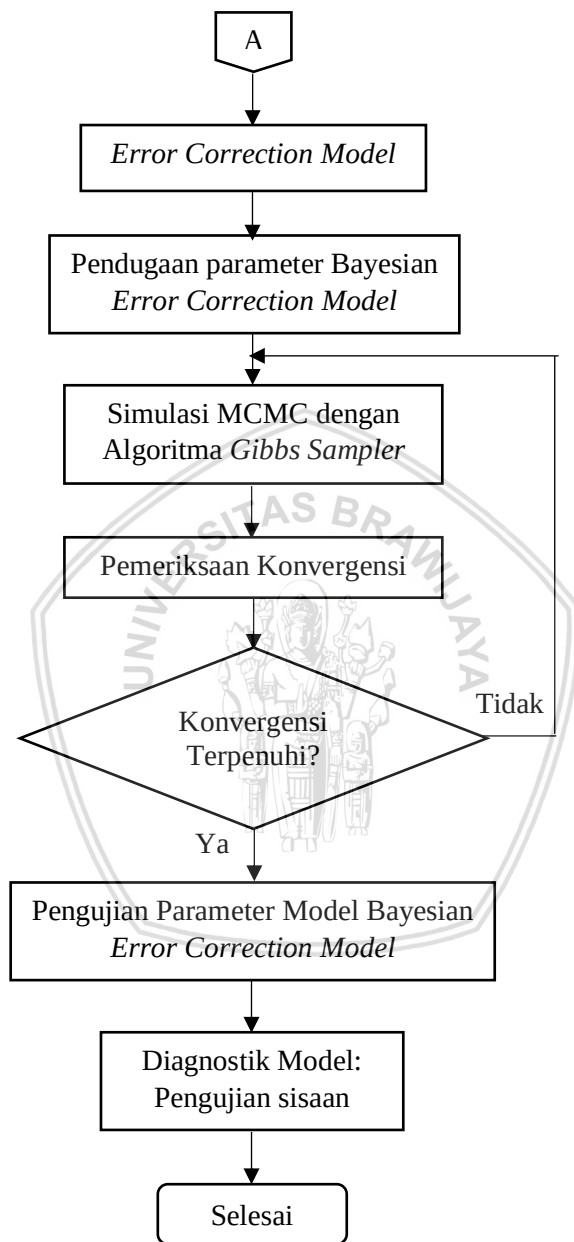
Software yang digunakan pada penelitian ini adalah R dan Minitab. *Software* Minitab digunakan pada tahap 1 selainnya menggunakan *Software* R. *Source Code software* R untuk pendugaan parameter dengan Bayesian berdasarkan penelitian Hojsgaard (2014)

yang menggunakan model Poisson sedangkan penelitian ini menggunakan ECM sehingga model disesuaikan seperti ECM pada persamaan (2.24). Diagram alir untuk analisis pada penelitian ditunjukkan oleh Gambar 3.1.





Gambar 3.1 Diagram Alir Metode Penelitian



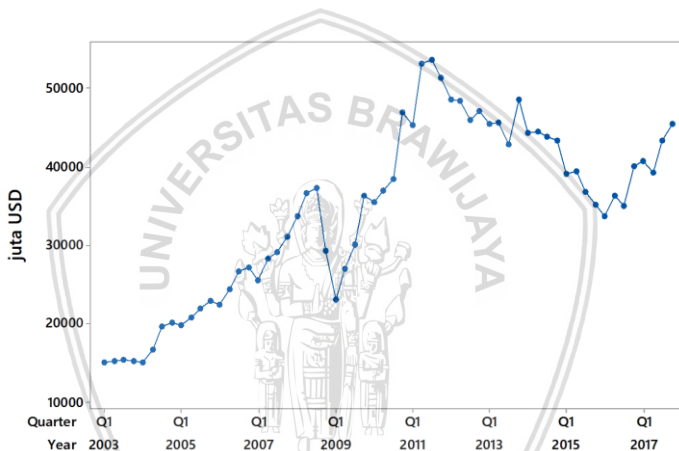
BAB IV HASIL DAN PEMBAHASAN

4.1 Plot Deret Waktu

Plot deret waktu digunakan untuk melihat pola atau tren dari suatu deret waktu.

4.1.1 Gambaran Umum Ekspor Indonesia

Perkembangan ekspor Indonesia periode tahun 2003 sampai tahun 2017 dapat dilihat pada Gambar 4.1 di bawah ini.



Gambar 4.1. Plot Deret Waktu Ekspor Indonesia
Periode 2003:Q1 - 2017:Q4

Berdasarkan Gambar 4.1 nilai ekspor Indonesia pada kuartal 1 tahun 2003 sampai kuartal 3 tahun 2008 mengalami tren positif. Namun pada akhir tahun 2008 sampai awal tahun 2009 nilai ekspor Indonesia mengalami penurunan. Pada kuartal 3 tahun 2008 nilai ekspor Indonesia yaitu 37 milyar USD turun menjadi 29 milyar USD pada kuartal 4 tahun 2008, kemudian mengalami penurunan lagi menjadi 23 milyar USD pada kuartal 1 tahun 2009. Penurunan nilai ekspor Indonesia tahun 2008 dan 2009 tersebut terjadi akibat dari krisis global pada tahun 2008. Pemulihan terjadi mulai kuartal 2 tahun 2009 dan

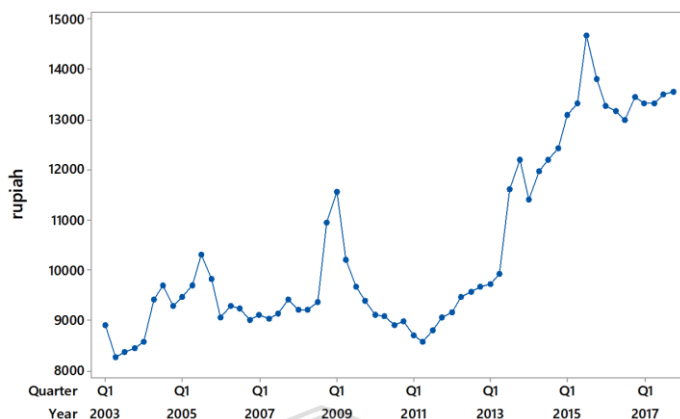
semakin meningkat pada kuartal 3 tahun 2011 yaitu mencapai 53610 juta USD.

Pada tahun 2012 hingga awal tahun 2016 ekspor Indonesia cenderung mengalami penurunan. Tahun 2012 ekspor Indonesia dipengaruhi oleh dampak lemahnya ekonomi global, khususnya negara-negara maju yang merupakan pasar komoditas Indonesia. Kemudian tahun 2013 diwarnai perubahan lanskap ekonomi global. Perbaikan pertumbuhan ekonomi Amerika Serikat dan perlambatan ekonomi China berpengaruh terhadap kinerja ekspor negara mitra dagang utamanya terkait dengan perbedaan jenis komoditas yang diekspor. Tahun 2014 penurunan ekspor Indonesia terjadi akibat turunnya permintaan dan harga komoditas global, serta adanya kebijakan pembatasan ekspor mineral mentah. Menurunnya permintaan ekspor batubara serta implementasi UU Minerba pada awal tahun 2014 berdampak pada menurunnya kinerja pertambangan. Sedangkan pada tahun 2015 kinerja ekspor terus menurun yang dipicu oleh kemerosotan harga komoditas akibat dari perekonomian Tiongkok yang mengalami perlambatan struktural. Pertumbuhan ekonomi dunia pada tahun 2016 masih belum cukup kuat. Seiring dengan itu, volume perdagangan dunia juga melemah sejalan dengan turunnya kinerja ekspor, khususnya negara berkembang termasuk Indonesia.

Pada tahun 2017 ekspor beberapa produk manufaktur Indonesia mulai meningkat. Terjadi kenaikan permintaan dan tingginya harga komoditas. Harga beberapa komoditas andalan ekspor Indonesia seperti batu bara, *crude palm oil* (CPO) dan beberapa jenis logam meningkat signifikan dibandingkan dengan kondisi tahun sebelumnya.

4.1.2 Gambaran Umum Nilai Tukar Rupiah

Gambaran secara umum perkembangan nilai tukar rupiah dapat dilihat pada Gambar 4.2 berikut ini.



Gambar 4.2. Plot Deret Waktu Nilai Tukar Rupiah dengan Dollar (USD - IDR) Periode 2003:Q1 - 2017:Q4

Nilai tukar rupiah pada tahun 2005 cenderung mengalami depresiasi lebih besar dibandingkan tahun sebelumnya. Nilai tukar rupiah pada kuartal 3 tahun 2005 mencapai Rp 10310 per USD. Hal ini terkait dengan berlanjutnya siklus pengetatan moneter yang mendorong penguatan USD. Nilai tukar rupiah kembali stabil di kuartal 4 tahun 2005 setelah ditempuh berbagai kebijakan stabilisasi nilai tukar. Periode berikutnya nilai tukar rupiah bergerak relatif stabil sampai kuartal 3 tahun 2008. Namun sejak pertengahan September 2008, krisis keuangan global yang semakin dalam memberi tekanan sejak kuartal 4 tahun 2008 sehingga pada periode tersebut nilai tukar rupiah mencapai Rp 10950 per USD hingga melemah tajam ke level Rp 11575 per USD pada bulan Maret 2009. Pada tahun 2009 Bank Indonesia menerapkan kebijakan dalam memulihkan kepercayaan pasar sehingga nilai tukar rupiah dalam keadaan menguat.

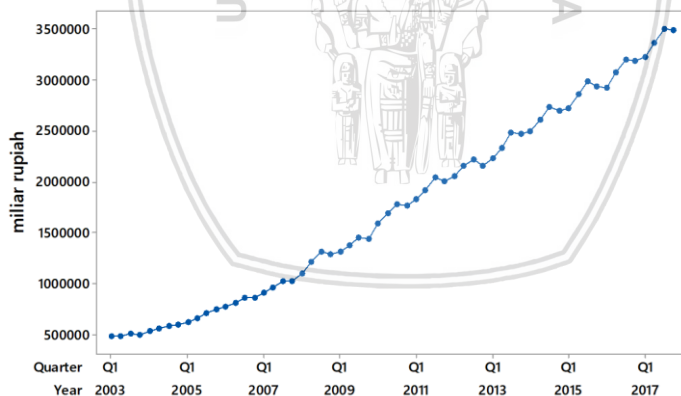
Perubahan siklus global berupa penurunan permintaan dan harga komoditas memengaruhi kinerja transaksi berjalan. Defisit transaksi berjalan semakin besar menyebabkan nilai tukar rupiah bergerak melemah. Nilai tukar rupiah melemah sejak kuartal 2 tahun 2013 sampai kuartal 4 tahun 2013, saat terjadi aliran keluar modal

asing di pasar keuangan yang meningkat akibat rencana pengurangan stimulus moneter di AS dan persepsi negatif investor.

Ketidakpastian di pasar keuangan global mengakibatkan nilai tukar rupiah selama 2015 mengalami depresiasi. Tekanan terhadap rupiah berlangsung sejak kuartal 1 dan mencapai puncaknya pada kuartal 3 tahun 2015 yaitu sebesar Rp 14657 per USD. Hal ini disebabkan masih tingginya ketidakpastian di pasar keuangan global, dan terkait kekhawatiran prospek ekonomi domestik. Depresiasi nilai tukar rupiah mulai berkurang dan cenderung menguat pada kuartal 4 tahun 2015. Kondisi tersebut didorong oleh meningkatnya aliran masuk modal asing dan pengaruh kebijakan stabilisasi nilai tukar yang ditempuh Bank Indonesia.

4.1.3 Gambaran Umum Produk Domestik Bruto Indonesia

Perkembangan Produk Domestik Bruto (PDB) pada periode 2003:Q1 sampai 2017:Q4 dapat dilihat pada Gambar 4.3.



Gambar 4.3. Plot Deret Waktu Produk Domestik Bruto (PDB)
Menurut Harga Berlaku Periode 2003:Q1 - 2017:Q4

PDB Indonesia pada tahun 2003 sampai 2008 awal mengalami peningkatan. Namun pada akhir tahun 2008 sampai 2009 PDB mengalami penurunan. PDB atas dasar berlaku pada kuartal 3 tahun 2008 yaitu Rp 1327.5 triliun turun menjadi Rp 1290.5 triliun. Nilai

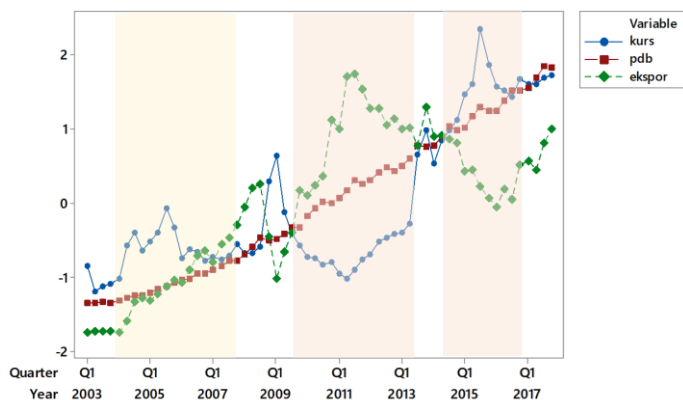
PDB yang menurun dipengaruhi oleh krisis ekonomi global yang berasal dari Amerika Serikat (AS).

PDB Indonesia kembali mengalami goncangan pada tahun 2012 dan 2013. Tahun 2012 ekonomi global mengalami penurunan sejalan dengan dampak krisis di negara maju yang mulai dirasakan negara-negara *emerging market* (EM). Pertumbuhan ekonomi China dan India sebagai motor penggerak perekonomian di negara EM mengalami perlambatan terutama di pertengahan tahun 2012. Terjadinya pergeseran siklus dan tatanan ekonomi global merupakan tantangan yang dihadapi perekonomian global pada tahun 2013. Tantangan tersebut tidaklah ringan, mengingat pergeseran siklus terjadi di tiga area berbeda yang saling terkait. Pergeseran pertama ialah beralihnya lanskap ekonomi dunia yang ditandai oleh meningkatnya pertumbuhan ekonomi negara maju dan menurunnya pertumbuhan ekonomi negara berkembang. Pergeseran kedua terkait berlanjutnya penurunan harga komoditas dunia. Pergeseran yang terakhir adalah mulai beralihnya arus modal dunia, dipengaruhi berakhirnya era kebijakan moneter longgar di AS.

Pertumbuhan ekonomi Indonesia tahun 2017 secara umum membaik. PDB 2017 terlihat mengalami peningkatan. Peningkatan PDB terutama terlihat pada pertengahan tahun 2017. Perbaikan kinerja PDB didorong oleh berbagai faktor, antara lain yaitu pembangunan berbagai proyek infrastruktur dan pergeseran preferensi konsumsi rumah tangga.

4.1.4 Gambaran Umum Ekspor, Nilai Tukar Rupiah dan Produk Domestik Bruto Indonesia

Berdasarkan penjelasan sebelumnya bahwa kondisi ekspor, nilai tukar rupiah dan PDB Indonesia memiliki pola pergerakan yang sejalan. Gambaran secara umum dapat dilihat pada Gambar 4.4.



Gambar 4.4. Plot Deret Waktu Ekspor, Nilai Tukar Rupiah, dan PDB di Indonesia Periode Q1:2007 – Q4:2017 (Data hasil Standarisasi)

Berdasarkan Gambar 4.4 terlihat bahwa ekspor, nilai tukar rupiah dan PDB Indonesia secara umum memiliki tren yang sama, yaitu tren naik.

Krisis ekonomi global di tahun 2008 berdampak pada nilai tukar rupiah sehingga rupiah melemah, pertumbuhan ekonomi pada periode tersebut juga tercatat mengalami perlambatan serta kinerja ekspor menurun. Pada tahun 2012 ekonomi global mengalami penurunan sejalan dengan dampak krisis di negara maju yang mulai dirasakan negara-negara *emerging market* (EM). Terjadinya pergeseran siklus dan tatanan ekonomi global merupakan tantangan yang dihadapi perekonomian global pada tahun 2013. Defisit transaksi berjalan yang semakin melebar tidak terhindarkan menyebabkan nilai tukar rupiah bergerak melemah. PDB yang merupakan salah satu indikator pertumbuhan ekonomi Indonesia juga mengalami guncangan pada tahun 2012 dan 2013. Dampak dari ekonomi global pada tahun 2012 dan 2013 yang berpengaruh terhadap perekonomian Indonesia mengakibatkan ekspor Indonesia mengalami penurunan.

Berdasarkan Gambar 4.4 juga dapat dilihat terdapat kondisi di mana ketika rupiah melemah, ekspor Indonesia tetap mengalami kenaikan dan terdapat juga kondisi pertumbuhan ekonomi yang semakin membaik tetapi ekspor Indonesia tidak mengalami kenaikan. Hal ini dikarenakan ekspor Indonesia tidak hanya dipengaruhi oleh

nilai tukar dan pertumbuhan ekonomi tetapi juga dipengaruhi faktor lain misalnya permintaan.

Gambar 4.4 selain menunjukkan bahwa ketiga deret waktu memiliki tren naik, meskipun pada beberapa periode tertentu ada pergerakan yang tidak sejalan. Selain itu terlihat juga bahwa ketiga deret waktu tidak stasioner sehingga selanjutnya dilakukan pengujian stasioneritas ragam dengan transformasi *Box-Cox* dan pengujian stasioneritas rata-rata dengan uji *Augmented Dickey Fuller*.

4.2 Pengujian Stasioneritas Deret Waktu

Stasioneritas data deret waktu terdiri dari dua yaitu stasioneritas terhadap ragam dan stasioneritas terhadap rata-rata.

4.2.1 Stasioneritas terhadap Ragam

Pengujian stasioneritas terhadap ragam dilakukan untuk mengetahui suatu deret waktu bersifat konstan sepanjang waktu atau tidak. Pada stasioneritas terhadap ragam dapat digunakan transformasi *Box-Cox*. Data deret waktu dikatakan stasioner terhadap ragam apabila nilai $\lambda = 1$. Jika nilai $\lambda \neq 1$ maka dilakukan transformasi seperti pada persamaan (2.1).

Berdasarkan *output* R diperoleh nilai $\lambda = 0.7228$ untuk variabel nilai tukar rupiah. Hal ini menunjukkan bahwa deret waktu belum stasioner terhadap ragam, oleh karena itu dilakukan transformasi *Box-Cox* seperti pada persamaan (2.1) dengan nilai λ yang dibulatkan yaitu $\lambda = 0.72$. Selanjutnya setelah ditransformasi dilakukan pengujian kembali dan didapatkan $\lambda = 1.3004$, apabila dibulatkan maka didapatkan nilai $\lambda = 1$. Oleh karena itu dapat dikatakan bahwa deret waktu nilai tukar rupiah dengan satu kali transformasi telah stasioner terhadap ragam.

Untuk variabel Produk Domestik Bruto didapatkan nilai $\lambda = 0.4900$, sehingga dapat dikatakan belum stasioner terhadap ragam. Dilakukan transformasi *Box-Cox* seperti pada persamaan (2.1) dengan nilai λ yang dibulatkan yaitu $\lambda = 0.5$. Selanjutnya setelah ditransformasi dilakukan pengujian kembali dan diperoleh $\lambda =$

0.9884. Apabila nilai λ tersebut dibulatkan maka nilai $\lambda = 1$. Oleh karena itu dapat dikatakan bahwa deret waktu PDB dengan satu kali transformasi telah stasioner terhadap ragam.

Berdasarkan *output* R untuk variabel ekspor didapatkan nilai $\lambda = 0.4787$, sehingga perlu dilakukan transformasi *Box-Cox* seperti pada persamaan (2.1) dengan nilai $\lambda = 0.48$. Selanjutnya setelah transformasi maka dilakukan pengujian kembali. Diperoleh $\lambda = 0.8999$, apabila nilai λ tersebut dibulatkan maka nilai $\lambda = 1$. Oleh karena itu dapat dikatakan bahwa deret waktu ekspor dengan satu kali transformasi telah stasioner terhadap ragam.

Ringkasan transformasi yang dilakukan pada masing-masing variabel seperti pada Tabel 4.1.

Tabel 4.1 Transformasi *Box-Cox*

Data		Nilai λ	λ Hasil Pembulatan	Keterangan
Sebelum Transformasi	$Z_{1,t}$	0.7228	0.72	Belum Stasioner
	$Z_{2,t}$	0.4900	0.5	Belum Stasioner
	$Z_{y,t}$	0.4787	0.48	Belum Stasioner
Setelah Transformasi	$\hat{Z}_{1,t}$	1.3004	1	Stasioner
	$\hat{Z}_{2,t}$	0.9884	1	Stasioner
	$\hat{Z}_{y,t}$	0.8999	1	Stasioner

Variabel $Z_{1,t}$, $Z_{2,t}$ dan $Z_{y,t}$ merupakan data standarisasi dan setelah transformasi *Box-Cox* diperoleh variabel baru yaitu $\hat{Z}_{1,t}$, $\hat{Z}_{2,t}$ dan $\hat{Z}_{y,t}$. Hasil transformasi *Box-Cox* secara lebih jelas dapat dilihat pada Lampiran 3 dan keterangan variabel pada Lampiran 1.

4.2.2 Orde Integrasi

Setelah dilakukan pengujian stasioneritas terhadap ragam, selanjutnya dilakukan uji *Augmented Dickey-Fuller* (ADF). Melalui uji ADF akan diperoleh orde integrasi ($I(d)$). Selain itu uji ADF

digunakan untuk pengujian asumsi stasioneritas terhadap rata-rata. Hipotesis yang digunakan adalah:

$H_0: \gamma = 0$ (deret waktu tidak stasioner) vs

$H_1: \gamma < 0$ (deret waktu stasioner)

Tabel 4.2 Uji ADF

Data		Orde Integrasi (d)	p-value	Keterangan
Sebelum Didiferensiasi	$\dot{Z}_{1,t}$	0	0.6567	Belum Stasioner
	$\dot{Z}_{2,t}$	0	0.9888	Belum Stasioner
	$\dot{Z}_{y,t}$	0	0.5936	Belum Stasioner
Diferensiasi Pertama	$\Delta\dot{Z}_{1,t}$	1	< 0.01	Stasioner
	$\Delta\dot{Z}_{2,t}$	1	0.0189	Stasioner
	$\Delta\dot{Z}_{y,t}$	1	0.0158	Stasioner

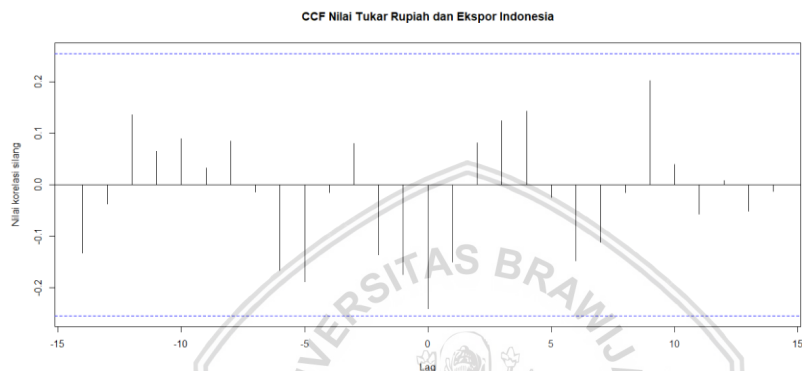
Berdasarkan Tabel 4.2, diketahui bahwa p-value yang dihasilkan untuk masing-masing deret waktu orde integrasi nol ($I(0)$) adalah lebih dari $\alpha = 0.05$, maka keputusan terima H_0 sehingga dapat dikatakan bahwa deret waktu belum stasioner terhadap rata-rata. Oleh karena itu dilakukan diferensiasi (pembedaan) satu kali, selanjutnya dilakukan pengujian kembali.

Hasil uji ADF untuk ketiga deret waktu setelah didiferensiasi satu kali, diperoleh p-value untuk masing-masing deret waktu adalah kurang dari $\alpha = 0.05$, maka keputusan tolak H_0 sehingga dapat dikatakan bahwa deret waktu telah stasioner terhadap rata-rata. Secara lebih jelas hasil pengujian dapat dilihat pada Lampiran 4. Variabel diferensiasi dinyatakan sebagai $\Delta\dot{Z}_{1,t}$, $\Delta\dot{Z}_{2,t}$ dan $\Delta\dot{Z}_{y,t}$, penjelasan tentang variabel lebih lengkap yang dapat dilihat pada Lampiran 1.

Ketiga deret waktu stasioner pada diferensiasi pertama atau dapat dikatakan bahwa ketiga deret waktu tersebut memiliki orde integrasi yang sama yaitu satu ($I(1)$). Oleh karena itu selanjutnya dapat dilakukan pengujian kointegrasi.

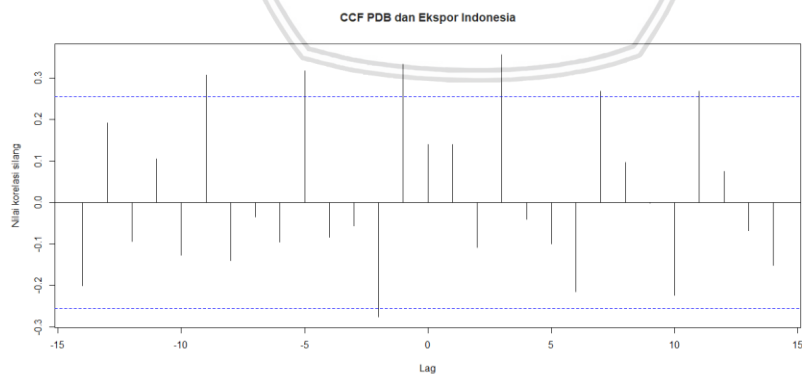
4.3 Pemilihan Orde Lag

Pemilihan orde lag dilakukan untuk menentukan banyak lag yang digunakan pada pemodelan nantinya. Penentuan lag yang digunakan dapat ditentukan melalui CCF dengan melihat nilai korelasi silang yang signifikan.



Gambar 4.5. CCF Nilai Tukar Rupiah dan Ekspor Indonesia
(Data yang Telah Stasioner)

Berdasarkan Gambar 4.5 diketahui bahwa tidak terdapat nilai korelasi silang yang signifikan pada lag tertentu. Dilakukan *overfitting* dengan mengikutsertakan lag satu pada model.



Gambar 4.6. CCF PDB dan Ekspor Indonesia
(Data yang Telah Stasioner)

Berdasarkan Gambar 4.6 diketahui bahwa pada lag tiga, tujuh dan sebelas nilai korelasi silang signifikan. Selain itu berdasarkan CCF dapat diketahui adanya hubungan dua arah, namun hubungan yang diamati hanya satu arah yaitu PDB mempengaruhi ekspor sedangkan hubungan ekspor mempengaruhi PDB tidak amati dalam penelitian ini. Dilakukan *overfitting* dengan mengikutsertakan lag satu, dua dan tiga pada model. Model untuk *overfitting* pertama yaitu:

$$\Delta\dot{Z}_{y,t} = -\mu_2\Delta\dot{Z}_{y,t-1} + b_1\Delta\dot{Z}_{1,t} - b_3\Delta\dot{Z}_{1,t-1} \\ + c_1\Delta\dot{Z}_{2,t} - c_3\Delta\dot{Z}_{2,t-1} - c_4\Delta\dot{Z}_{2,t-2} - c_5\Delta\dot{Z}_{2,t-3} + \lambda ECT_{t-1} + e_t$$

dan model untuk *overfitting* kedua yaitu:

$$\Delta\dot{Z}_{y,t} = -\mu_2\Delta\dot{Z}_{y,t-1} + b_1\Delta\dot{Z}_{1,t} - b_3\Delta\dot{Z}_{1,t-1} \\ + c_1\Delta\dot{Z}_{2,t} - c_3\Delta\dot{Z}_{2,t-1} - c_4\Delta\dot{Z}_{2,t-2} + \lambda ECT_{t-1} + e_t$$

Berdasarkan hasil *overfitting* diperoleh bahwa penduga parameter untuk variabel lag dua dan tiga tidak signifikan, secara lebih jelasnya dapat dilihat di Lampiran 5. Oleh karena itu pada penelitian ini lag yang digunakan adalah lag nol dan satu.

4.4 Pengujian Kointegrasi *Engle-Granger*

Uji kointegrasi dilakukan dengan menguji sisaan yang didapatkan dari model, stasioner pada level ($I(0)$) atau tidak. Model untuk variabel nilai tukar rupiah ($\dot{Z}_{1,t}$), PDB ($\dot{Z}_{2,t}$) dan ekspor ($\dot{Z}_{y,t}$) dapat dituliskan:

$$\dot{Z}_{y,t} = \beta_0 + \beta_1\dot{Z}_{1,t} + \beta_2\dot{Z}_{2,t} + e_t$$

maka model untuk sisaan adalah:

$$e_t = \dot{Z}_{y,t} - \beta_0 - \beta_1\dot{Z}_{1,t} - \beta_2\dot{Z}_{2,t} \quad (4.1)$$

di mana e_t merupakan galat ketidakseimbangan antara ekspor dengan nilai tukar rupiah dan PDB. Persamaan (4.1) merupakan model untuk sisaan, sama seperti persamaan (2.10). Berdasarkan *output* R untuk pengujian kointegrasi diperoleh:

$$\begin{aligned}\dot{Z}_{y,t} &= 0.3633 - 0.5747\dot{Z}_{1,t} + 1.2287\dot{Z}_{2,t} + e_t \\ e_t &= \dot{Z}_{y,t} - 0.3633 + 0.5747\dot{Z}_{1,t} - 1.2287\dot{Z}_{2,t}\end{aligned}$$

Selanjutnya dilakukan uji ADF pada e_t dengan hipotesis yaitu

$H_0: \gamma = 0$ (deret waktu tidak stasioner) vs

$H_1: \gamma < 0$ (deret waktu stasioner)

Diperoleh *p-value* kurang dari $\alpha = 0.05$, hasil pengujian lebih jelasnya dapat dilihat pada Lampiran 7. Keputusan yaitu tolak H_0 , hal ini menunjukkan bahwa e_t stasioner pada orde integrasi nol.

Berdasarkan hasil pada sub bab 4.2.2 bahwa ketiga deret waktu yaitu nilai tukar rupiah, PDB dan ekspor memiliki orde integrasi yang sama serta e_t stasioner pada orde integrasi nol ($I(0)$) sehingga dapat dikatakan bahwa terdapat hubungan kointegrasi pada ketiga deret waktu tersebut.

4.5 Bayesian Error Correction Model

Pada tahapan ini bertujuan untuk mendapatkan penduga parameter *Error Correction Model* (ECM) dengan metode Bayesian. Pendugaan parameter model menggunakan metode simulasi MCMC. Pada metode Bayesian, simulasi MCMC digunakan untuk memperoleh dan menyelesaikan distribusi posterior. Distribusi posterior merupakan perkalian antara fungsi *likelihood* dan distribusi prior. Distribusi prior *conjugate* yang digunakan dalam penelitian ini yaitu *normal-inverse gamma*.

Proses simulasi MCMC menggunakan algoritma *Gibbs Sampler*. Nilai awal parameter menggunakan nilai pendugaan yang diperoleh dari hasil MKT yang merupakan salah satu cara untuk menentukan nilai awal. Nilai pendugaan parameter dari MKT dipakai sebagai inisialisasi untuk mempercepat proses konvergensi. Distribusi

posterior dengan non informatif prior hanya didasarkan pada fungsi *likelihood* dan ekuivalen dengan pendekatan MKT. Penggunaan distribusi prior dan pendugaan dengan MKT dalam pembentukan distribusi posterior dilakukan dengan menambahkan bobot ke dalam presisi yaitu invers dari ragam (Koop, 2003). Cara ini dipakai untuk nilai parameter yang lain ($\mu_2, b_1, b_3, c_1, c_3, \lambda$). Distribusi *conditional* posterior pada persamaan (2.46) dan (2.48) digunakan sebagai penyusun pada proses algoritma *Gibbs Sampler*. Iterasi dilakukan sebanyak 100000 dengan menghilangkan 5000 nilai iterasi pertama untuk menghilangkan pengaruh inisialisasi (*burn in*). *Source Code* ECM dan ringkasan posterior dari hasil simulasi dengan metode Bayesian secara lebih jelas dapat dilihat pada Lampiran 2.

4.5.1 Pemeriksaan Konvergensi

Pemeriksaan konvergensi dilakukan untuk mengetahui apakah observasi yang dibangkitkan sesuai dengan distribusi posterior yang diinginkan. Pemeriksaan konvergensi MCMC menggunakan *trace plot*, *MC Error* dan autokorelasi. Pemeriksaan konvergensi dengan *MC Error* dapat dilihat pada Tabel 4.3.

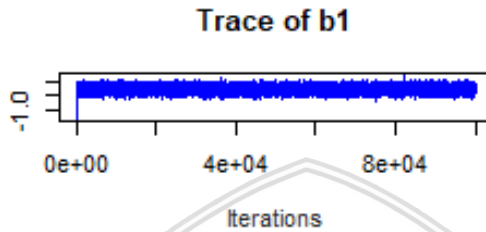
Tabel 4.3 Konvergensi Hasil Simulasi

Penduga Parameter	<i>Standard Deviation</i>	1% <i>Standard Deviation</i>	<i>MC Error</i>	Keterangan
$\hat{\mu}_2$	0.127439	0.001274	0.000574	Konvergen
$\hat{b}_1$	0.085329	0.000853	0.000303	Konvergen
$\hat{b}_3$	0.085301	0.000853	0.000334	Konvergen
$\hat{c}_1$	0.353979	0.003539	0.001459	Konvergen
$\hat{c}_3$	0.374631	0.003746	0.001736	Konvergen
$\hat{\lambda}$	0.073743	0.000737	0.000295	Konvergen
$\hat{\sigma}^2$	0.006085	0.000061	0.000022	Konvergen

Penduga parameter yang memenuhi konvergensi memiliki nilai *MC Error* lebih kecil dibandingkan 1% *standard deviation*. Berdasarkan Tabel 4.3 diketahui bahwa nilai *MC Error* untuk setiap penduga

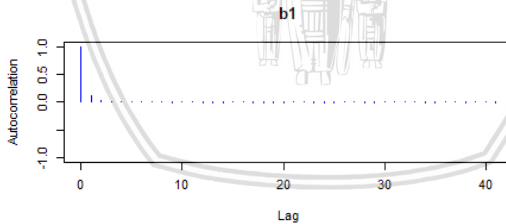
parameter kurang dari 1% *standard deviation*. Nilai *MC Error* untuk setiap penduga parameter selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran 13.

Trace plot untuk $\hat{b}_1$ ditunjukkan oleh Gambar 4.7, selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran 10.



Gambar 4.7. *Trace plot* $\hat{b}_1$

Berdasarkan Gambar 4.7 terlihat bahwa *trace plot* sudah membentuk suatu pola horizontal. Selanjutnya diperlihatkan plot autokorelasi untuk parameter $\hat{b}_1$, selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran 11.



Gambar 4.8. Plot Autokorelasi $\hat{b}_1$

Berdasarkan Gambar 4.8 terlihat bahwa tidak terdapat nilai autokorelasi yang signifikan, sehingga dapat dikatakan bahwa observasi yang dibangkitkan bersifat saling bebas. Melalui beberapa cara pemeriksaan konvergensi yang telah dijelaskan maka dapat dikatakan bahwa untuk masing-masing penduga parameter memenuhi konvergensi.

4.5.2 Uji Signifikansi Parameter Bayesian ECM

Pengujian signifikansi parameter pada metode Bayesian adalah dengan menggunakan *credible interval*. Parameter akan signifikan jika *credible interval* tidak memuat angka nol pada selang persentil 2.5% dan 97.5%. Nilai *credible interval* untuk setiap parameter dapat dilihat lebih jelas pada Lampiran 9. Ringkasan *credible interval* untuk setiap parameter disajikan pada Tabel 4.4.

Tabel 4.4 *Credible Interval*

Penduga Parameter	Nilai Duga Parameter	Persentil 2.5%	Persentil 97.5%	Keterangan
$\hat{b}_1$	-0.27470	-0.44228	-0.10677	Signifikan
$\hat{b}_3$	0.17087	-0.33925	-0.00421	Signifikan
$\hat{c}_1$	0.34225	-0.35878	1.03473	Tidak Signifikan
$\hat{c}_3$	-1.63112	0.89052	2.36355	Signifikan
$\hat{\lambda}$	0.27683	0.13218	0.42264	Signifikan
$\hat{\mu}_2$	0.26011	-0.51244	-0.00863	Signifikan
$\hat{\sigma}^2$	0.02976	0.02025	0.04368	Signifikan

Berdasarkan Tabel 4.4 diketahui bahwa semua penduga parameter berpengaruh secara signifikan kecuali $\hat{c}_1$.

Berdasarkan pengujian yang dilakukan sebelumnya bahwa terdapat hubungan kointegrasi antara nilai tukar rupiah, PDB dan ekspor sehingga hubungan di antara variabel-variabel tersebut dapat dijelaskan dengan ECM, dengan tetap memasukkan $\hat{c}_1$ ke dalam model maka ECM yang terbentuk yaitu:

$$\begin{aligned}\Delta\dot{Z}_{y,t} &= -\hat{\mu}_2\Delta\dot{Z}_{y,t-1} + \hat{b}_1\Delta\dot{Z}_{1,t} - \hat{b}_3\Delta\dot{Z}_{1,t-1} + \hat{c}_1\Delta\dot{Z}_{2,t} - \hat{c}_3\Delta\dot{Z}_{2,t-1} \\ &\quad + \hat{\lambda}ECT_{t-1} + e_t \\ \Delta\dot{Z}_{y,t} &= -0.2601\Delta\dot{Z}_{y,t-1} - 0.2747\Delta\dot{Z}_{1,t} - 0.1709\Delta\dot{Z}_{1,t-1} \\ &\quad + 0.3423\Delta\dot{Z}_{2,t} + 1.6311\Delta\dot{Z}_{2,t-1} + 0.2768ECT_{t-1} + e_t \quad (4.2)\end{aligned}$$

dengan

$$ECT_{t-1} = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 \dot{Z}_{1,t-1} + \hat{\beta}_2 \dot{Z}_{2,t-1} - \dot{Z}_{y,t-1}$$
$$ECT_{t-1} = 0.3422 - 0.6501 \dot{Z}_{1,t-1} + 1.1601 \dot{Z}_{2,t-1} - \dot{Z}_{y,t-1}$$

Persamaan (4.2) merupakan ECM yang diperoleh dengan pendekatan metode Bayesian. ECM pada persamaan (4.2) sama seperti ECM pada persamaan (2.20) yang menjelaskan hubungan nilai tukar rupiah ($\dot{Z}_{1,t}$), PDB ($\dot{Z}_{2,t}$) dan ekspor ($\dot{Z}_{y,t}$).

Berdasarkan model tersebut diperoleh gambaran bahwa nilai tukar rupiah dan PDB berpengaruh terhadap nilai ekspor Indonesia. Dalam jangka pendek maupun jangka panjang nilai tukar rupiah berpengaruh secara signifikan terhadap ekspor Indonesia. PDB mempengaruhi nilai ekspor dalam jangka panjang tetapi tidak berpengaruh secara signifikan pada jangka pendek.

Melalui ECM yang terbentuk dapat diketahui bahwa nilai tukar berpengaruh secara negatif terhadap ekspor Indonesia. Hal ini menunjukkan bahwa ketika nilai tukar rupiah menguat (rendah) maka akan berdampak pada kenaikan ekspor sedangkan apabila nilai tukar rupiah melemah (tinggi) akan mengakibatkan penurunan nilai ekspor. Menguatnya nilai tukar rupiah menekan neraca perdagangan sehingga penduduk domestik hanya akan membeli sedikit barang impor, sedangkan keadaan sebaliknya adalah ketika nilai tukar tinggi, maka barang-barang domestik menjadi relatif lebih mahal dibandingkan barang-barang luar negeri. Kondisi ini mendorong penduduk domestik membeli lebih banyak barang impor dan masyarakat luar negeri membeli barang domestik dalam jumlah yang lebih sedikit.

PDB sebagai indikator pertumbuhan ekonomi berpengaruh secara positif terhadap ekspor Indonesia. Pertumbuhan ekonomi yang baik menunjukkan bahwa kinerja ekonomi suatu negara juga baik. Angka PDB yang semakin naik menunjukkan bahwa pertumbuhan ekonomi semakin membaik sehingga dapat meningkatkan kinerja ekspor. Nilai koefisien *ECT* yang positif menunjukkan adanya penyesuaian ke arah kondisi ekuilibrium. Oleh karena itu apabila

realisasi nilai ekspor pada periode $(t - 1)$ di bawah atau di atas nilai ekuilibrium maka akan terjadi penyesuaian dari periode $(t - 1)$ ke t menuju kondisi ekuilibrium yang besarnya dapat diukur dari nilai koefisien pada variabel ECT .

Selanjutnya dapat diinterpretasikan bahwa setiap kenaikan satu satuan perubahan nilai tukar rupiah pada periode t dapat menurunkan nilai ekspor sebesar 0.2747. Setiap kenaikan satu satuan perubahan nilai tukar rupiah pada waktu $(t - 1)$ dapat menurunkan nilai ekspor sebesar 0.1709. Setiap kenaikan satu satuan perubahan PDB pada waktu t dapat menaikkan nilai ekspor sebesar 0.3423. Setiap kenaikan satu satuan perubahan PDB pada periode $(t - 1)$ dapat menaikkan nilai ekspor sebesar 1.6311. Setiap kenaikan satu satuan perubahan nilai ekspor pada periode sebelumnya $(t - 1)$ dapat menurunkan nilai ekspor pada periode berikutnya (t) sebesar 0.2601. Setiap perubahan satu satuan nilai tukar rupiah dan PDB pada periode $(t - 1)$ akan diikuti kenaikan nilai ekspor pada waktu t sebesar 0.2768. Oleh karena itu apabila realisasi nilai ekspor pada periode $(t - 1)$ di bawah atau di atas nilai ekuilibrium maka akan terjadi penyesuaian dari periode $(t - 1)$ ke t menuju kondisi ekuilibrium sebesar 28%.

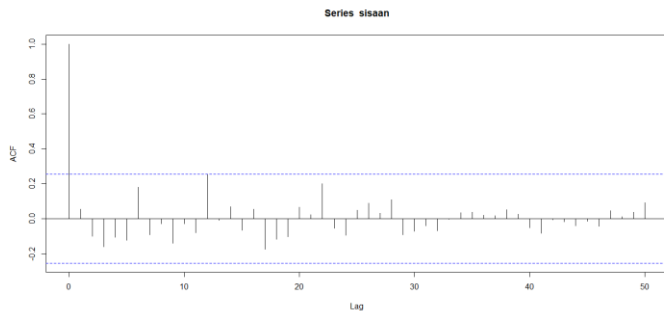
4.6 Diagnostik Model

Pemeriksaan kelayakan model dapat dilakukan dengan memeriksa sifat *white noise* dan normalitas pada sisaan. Pengujian kelayakan model dapat menggunakan Uji L-jung Box, dengan hipotesis:

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k = 0 \quad \text{vs}$$

$$H_1 : \text{paling sedikit ada satu } \rho_i \neq 0, i = 1, 2, \dots, k$$

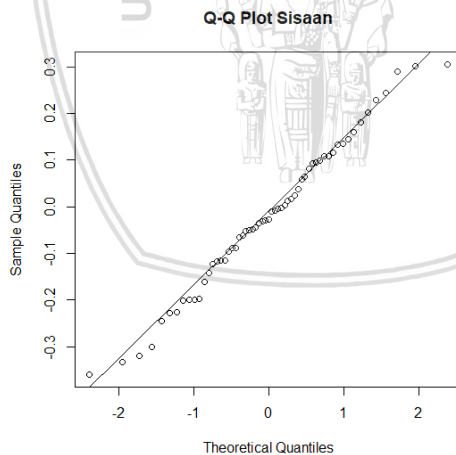
Berdasarkan *output software* R diperoleh *p-value* adalah 0.6684, untuk lebih jelasnya dapat dilihat pada Lampiran 14, *p-value* $> \alpha = 0.05$ maka keputusan terima H_0 .



Gambar 4.9. Plot Autokorelasi Sisaan

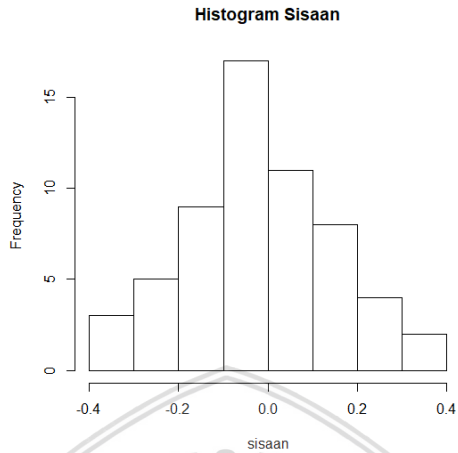
Berdasarkan Gambar 4.9 diketahui bahwa tidak ada nilai korelasi yang signifikan atau tidak terjadi autokorelasi sisaan sehingga dapat dikatakan bahwa model layak untuk digunakan.

Normalitas sisaan dapat diketahui dengan membuat QQ-plot untuk mengetahui apakah sisaan menyebar secara normal atau tidak.



Gambar 4.10. Q-Q Plot Sisaan

Berdasarkan Gambar 4.10 terlihat bahwa sisaan berada di sekitar garis Q-Q Plot, selain itu pola histogram menunjukkan pola setangkup dapat dilihat pada Gambar 4.11.



Gambar 4.11. Histogram Sisaan

Melalui gambar Q-Q Plot dan Histogram untuk sisaan dapat diketahui bahwa sisaan berdistribusi normal.



BAB V PENUTUP

5.1 Kesimpulan

Kesimpulan yang diperoleh dari hasil dan pembahasan pada penelitian ini adalah *Error Correction Model* dengan metode Bayesian yang terbentuk yaitu:

$$\begin{aligned}\Delta\dot{Z}_{y,t} = & -0.2601\Delta\dot{Z}_{y,t-1} - 0.2747\Delta\dot{Z}_{1,t} - 0.1709\Delta\dot{Z}_{1,t-1} \\ & + 0.3423\Delta\dot{Z}_{2,t} + 1.6311\Delta\dot{Z}_{2,t-1} + 0.2768ECT_{t-1} + e_t\end{aligned}$$

Berdasarkan ECM yang terbentuk dapat diketahui bahwa nilai tukar rupiah dan PDB berpengaruh terhadap nilai ekspor Indonesia. Nilai tukar berpengaruh secara negatif sedangkan PDB sebagai indikator pertumbuhan ekonomi berpengaruh secara positif terhadap nilai ekspor Indonesia.

Dalam jangka pendek dan jangka panjang nilai tukar rupiah berpengaruh terhadap ekspor Indonesia. Setiap kenaikan satu satuan perubahan nilai tukar rupiah pada waktu t dapat menurunkan nilai ekspor sebesar 0.2747 dan perubahan nilai tukar rupiah pada waktu $(t - 1)$ dapat menurunkan nilai ekspor sebesar 0.1709.

PDB tidak berpengaruh secara signifikan terhadap nilai ekspor dalam jangka pendek namun berpengaruh secara signifikan dalam jangka panjang. Setiap kenaikan satu satuan perubahan PDB pada waktu t dapat menaikkan nilai ekspor sebesar 0.3423 dan pada waktu $(t - 1)$ dapat menaikkan nilai ekspor sebesar 1.6311.

Setiap kenaikan satu satuan perubahan nilai ekspor pada periode sebelumnya $(t - 1)$ dapat menurunkan nilai ekspor pada periode berikutnya (t) sebesar 0.2601. Setiap perubahan nilai tukar rupiah dan PDB akan diikuti kenaikan nilai ekspor. Koefisien ECT yang positif menunjukkan bahwa adanya penyesuaian menuju kondisi ekuilibrium yaitu sebesar 0.2768 atau 28%.

5.2 Saran

Saran yang dapat diberikan oleh penulis adalah penelitian selanjutnya dapat menggunakan model yang mempertimbangkan hubungan dua arah antar variabel-variabel yang digunakan.



DAFTAR PUSTAKA

- Box, G.E.P. dan Jenkins, G.M. 1976. *Time Series Analysis Forecasting and Control*. Holden-Day. United States of America.
- Box, G.E.P. dan Tiao, G.C. 1973. *Bayesian Inference in Statistical Analysis*. Addison-Wesley Publishing Company, Inc. United States of America.
- Chambers, J.M., Cleveland, W.S., Kleiner, B. dan Tukey, P.A. 1998. *Graphical Methods for Data Analysis*. Duxbury Press. Boston.
- Cryer, J.D. dan Chan, K. 2008. *Time Series Analysis with Applications in R (Second Edition)*. Springer. United States of America.
- Donggori, M. F. R. 2014. Model Koreksi Kesalahan pada Data Runtun Waktu Indeks Harga Konsumen Kota-kota di Papua. *Skripsi*. Universitas Kristen Satya Wacana.
- Draper, N.R. dan Smith, H. 1998. *Applied Regression Analysis (Third Edition)*. John Wiley & Sons, Inc. United States of America
- Enders, W. 2015. *Applied Econometric Time Series (Fourth Edition)*. John Wiley & Sons, Inc. United States of America.
- Engle, R. F. dan Granger, C. W. J. 1987. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, Vol. 55, No. 2. (Mar., 1987), pp 251-276.
- Ginting, A.M. 2013. Pengaruh Nilai Tukar terhadap Ekspor Indonesia. *Perdagangan*, Vol. 7, No. 1. (Juli, 2013).
- Greenberg, E. 2008. *Introduction to Bayesian Econometrics*. Cambridge University Press. United States of America.

- Gujarati, D. 2004. *Basic Econometrics (Fourth Edition)*. The McGraw-Hill Companies.
- Hojsgaard, S. 2014. *Bayesian Chagepoint Detection*. Denmark.
- Koop, G. 2003. *Bayesian Econometrics*. John Wiley & Sons Ltd. England.
- Litterman, R. B. 1986. Forecasting with Bayesian Vector Autoregressive: Five Years of Experience. *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 4, No. 1. (Jan., 1986).
- Makridakis, S., Wheelwright, S.C. dan McGee, V.E. 1999. *Forecasting: Methods and Applications (Second Edition)*. John Wiley & Sons, Inc. United States of America.
- Mankiw, N. G. 2000. *Pengantar Ekonomi*. Erlangga. Jakarta.
- Ntzoufras, I. 2009. *Bayesian Modeling Using WinBUGS*. John Wiley & Sons Inc. United States of America.
- Tahir, M.A. 2014. Analyzing and Forecasting Output Gap and Inflation Using Bayesian Vector Auto Regression (BVAR) Method: A Case of Pakistan. *International Journal of Economics and Finance*, Vol. 6, No. 6. (Mei, 2014).
- Thomas, R. L. 1996. *Modern Econometrics an Introduction*. Addison Wesley Longman. England.
- Walpole, R.E., Myers, R.H., Myers, S.L. dan Ye, K. 2012. *Probability & Statistics for Engineers & Scientists (Ninth Edition)*. Pearson Education Inc. United States of America.

Wei, W.W.S. 2006. *Time Series Analysis Univariate and Multivariate Methods Second Edition*. Pearson Education, Inc. United States of America.



