

**VON CRAMON-TAUBADEL AND LOY ASYMMETRY ERROR
CORRECTION MODEL
(Studi Kasus pada Rantai Pemasaran Beras di Indonesia)**

SKRIPSI

oleh:
SETINDA EKA ANDRIYANI
145090501111007



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

**VON CRAMON-TAUBADEL AND LOY ASYMMETRY ERROR
CORRECTION MODEL
(Studi Kasus pada Rantai Pemasaran Beras di Indonesia)**

SKRIPSI

Sebagai salah satu syarat untuk memperoleh gelar Sarjana Statistika

oleh:

**SETINDA EKA ANDRIYANI
145090501111007**



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



LEMBAR PENGESAHAN SKRIPSI

**VON CRAMON-TAUBADEL AND LOY ASYMMETRY ERROR
CORRECTION MODEL**

(Studi Kasus pada Rantai Pemasaran Beras di Indonesia)

oleh:

**SETINDA EKA ANDRIYANI
145090501111007**

**Setelah dipertahankan di depan Majelis Penguji pada tanggal 11
April 2018 dan dinyatakan memenuhi syarat untuk memperoleh
gelar Sarjana Statistika**

Dosen Pembimbing

**Ir. Heni Kusdarwati, MS
NIP. 196112081987012001**

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

**Ratno Bagus Edy Wibowo, S.Si, M.Si, Ph.D
NIP. 197509082000031003**



LEMBAR PERNYATAAN

Saya yang bertanda tangan di bawah ini :

Nama : Setinda Eka Andriyani

NIM : 145090501111007

Jurusan : Matematika

Penulis Skripsi Berjudul : von Cramon-Taubadel *and* Loy
Asymmetry Error Correction Model
(Studi Kasus Pada Rantai Pemasaran
Beras Di Indonesia)

Dengan ini menyatakan bahwa :

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

Demikin pernyataan ini dibuat dengan segala kesadaran.

Malang, 11 April 2018
Yang menyatakan,

Setinda Eka Andriyani
NIM 145090501111007



repository.ub.ac.id

**VON CRAMON-TAUBADEL AND LOY ASYMMETRY ERROR
CORRECTION MODEL
(Studi Kasus pada Rantai Pemasaran Beras di Indonesia)**

ABSTRAK

Dalam bidang ekonomi sering ditemui proses yang tidak stasioner dan apabila terdapat dua deret waktu tidak stasioner diregresikan maka dapat menghasilkan regresi lancung. Tetapi terdapat kemungkinan adanya kombinasi linear dari variabel terintegrasi yang stasioner dan variabel-variabel seperti ini dikatakan saling berkointegrasi. Kointegrasi menunjukkan adanya hubungan jangka panjang pada kedua variabel. Variabel yang berkointegrasi memungkinkan untuk memodelkan hubungan jangka panjang dan hubungan jangka pendek secara bersamaan dan hal ini dapat dilakukan dengan menggunakan model ECM. Dalam rantai pemasaran beras di Indonesia terdapat kemungkinan adanya efek asimetri, yaitu adanya perbedaan respon terhadap *shock* (perubahan harga) pada tingkat atau level tertentu terhadap level lainnya. Oleh karena tujuan dari penelitian ini ialah memodelkan rantai pemasaran beras di Indonesia dengan ECM asimetri von Cramon-Taubadel *and* Loy. Model yang didapat kemudian diuji dengan uji F untuk melihat adanya efek asimetri atau tidak. Hasil dari uji F menunjukkan bahwa terdapat efek asimetri pada jangka panjang untuk model pada harga GKG petani dan penggilingan dan efek asimetri pada jangka pendek, yaitu pada waktu $t-12$ untuk model pada harga GKG penggilingan dan grosir. Sementara itu itu, pada harga grosir beras dan harga eceran beras tidak dilakukan analisis karena tidak terdapat hubungan kointegrasi.

Kata Kunci: Harga Beras, APT, ECM asimetri.



repository.ub.ac.id

**VON CRAMON-TAUBADEL AND LOY ASYMMETRY ERROR
CORRECTION MODEL
(Case Study on Rice Market Chain in Indonesia)**

ABSTRACT

In the field of economics, it is often found that the process is not stationary and if there are two nonstationary time series that are regressed, it can produce spurious regression. But there is a possibility of a linear combination of stationary integrated variables and these variables are said to be cointegrated. Cointegration indicates a long-run relationship in both variables. The cointegration variable makes it possible to model long-run relationships and short-run relationships simultaneously and this can be done using the ECM model. In the rice marketing chain in Indonesia there is the possibility of an asymmetry effect, namely the difference in response to shock (price changes) at a certain level or level against another level. The purpose of this research is to model the rice marketing chain in Indonesia with ECM asymmetry von Cramon-Taubadel and Loy. Then it was tested by F test to see the effect of asymmetry or not. The results of the F test show that there is a long-term asymmetry effect for the model on farmer dried milled grain price and milling dried milled grain price and asymmetry effects on the short term for the model on milling dried milled grain price and wholesale price, that is at time $t-12$. Meanwhile, the analysis in the wholesale rice price and the retail rice price cannot be done because there is no cointegration relationship.

Keywords: Rice Price, APT, asymmetry ECM.



KATA PENGANTAR

Segala puji bagi Allah ﷻ, yang telah memberikan rahmat dan pertolongan sehingga penulis mampu menyelesaikan skripsi ini. Shalawat serta salam senantiasa tercurahkan kepada Nabi Muhammad ﷺ. Dalam penulisan ini penulis telah menerima bantuan dalam bentuk bimbingan, saran, dan dukungan dari berbagai pihak. Penulis mengucapkan terima kasih kepada:

1. Abi, Umi, dan Aan yang selalu memberikan dukungan dan kasih sayang.
2. Bapak Ratno Bagus Edy Wibowo, S.Si., M.Si., Ph.D. selaku Ketua Jurusan Matematika.
3. Ibu Ir. Heni Kusdarwati, MS selaku dosen pembimbing skripsi yang telah membimbing dan memotivasi penulis.
4. Bapak Samingun Handoyo, S.Si., M.Cs selaku dosen penguji I yang telah memberikan kritik, saran, dan arahan kepada penulis.
5. Ibu Nurjannah, S.Si., M.Phil., Ph.D selaku dosen penguji II yang telah memberikan kritik, saran, dan arahan kepada penulis.
6. Karyawan Jurusan Matematika Fakultas MIPA Universitas Brawijaya yang telah membantu kelancaran penyusunan skripsi.
7. Primavera, Silvitia, Laila, Desi, Novita, Fitriana, Shela, Asna, Riskyn, Lina, Nora, Fidiyah, dan Shendy yang telah memberikan saran, dukungan, dan semangat.
8. Semua teman-teman statistika 2014 yang telah memberikan dukungan dan semangat.

Penulis menyadari bahwa skripsi ini belum sempurna maka dari itu penulis mengharapkan kritik dan saran yang dapat membangun demi kesempurnaan skripsi ini. Penulis berharap skripsi ini dapat memberikan manfaat kepada para pembaca.

Malang, 11 April 2018

Penulis



DAFTAR ISI

HALAMAN JUDUL	i
HALAMAN PENGESAHAN	iii
LEMBAR 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.....	3
1.3. Batasan Masalah.....	4
1.4. Tujuan.....	4
1.5. Manfaat.....	4
BAB II TINJAUAN PUSTAKA	5
2.1. Analisis Deret Waktu	5
2.2. Stasioneritas	5
2.3. Uji Kausalitas Granger	9
2.4. Pemilihan Orde Lag.....	10
2.5. Kointegrasi	11
2.6. <i>Error Correction Model</i>	12
2.7. von Cramon-Taubadel and Loy <i>Error Correction Model</i>	13
2.8. Metode Kuadrat Terkecil.....	14
2.9. Koefisien Determinasi	16
2.10. Uji Asimetri.....	17
2.11. Pengujian Signifikansi Koefisien Parameter Model.....	18
2.12. Diagnostik Model.....	19
2.13. Tinjauan Non Statistika.....	21
BAB III METODOLOGI	25
3.1. Sumber Data.....	25
3.2. Metode Analisis.....	25
BAB IV HASIL DAN PEMBAHASAN	29
4.1. Plot Deret Waktu.....	29
4.2. Uji Stasioneritas	34

4.3. Uji Kausalitas Granger 40

4.4. Pemilihan Orde Lag 43

4.5. Uji Kointegrasi 45

4.6. Pendugaan Parameter von Cramon-Taubadel and Loy *ECM*.. 47

4.7. Uji Asimetri 52

4.8. Diagnostik Model 54

BAB V PENUTUP..... 59

4.1. Kesimpulan..... 59

4.2. Saran..... 60

DAFTAR PUSTAKA 61

LAMPIRAN..... 65



DAFTAR GAMBAR

Gambar 2.1. Rantai Pemasaran Padi/Beras Kasus di Pulau Jawa (Ditjen PPHP, 2006), dalam Indrayani, R., 2008)	23
Gambar 3.1. Diagram Alir Metode Penelitian.....	27
Gambar 4.1. Plot Deret Waktu Harga GKG di Tingkat Petani	29
Gambar 4.2. Plot Deret Waktu Harga GKG di Tingkat Penggilingan	29
Gambar 4.3. Plot Deret Waktu Harga Grosir Beras di Indonesia... 30	30
Gambar 4.4. Plot Deret Waktu Harga Eceran Beras di Indonesia.. 31	31
Gambar 4.5. Plot Deret Waktu Harga GKG di Petani (Biru) dan di Penggilingan (Merah).....	31
Gambar 4.6. Plot Deret Waktu Harga GKG di Penggilingan (Biru) dan Harga Grosir Beras (Merah)	32
Gambar 4.7. Plot Deret Waktu Harga Grosir (Biru) dan Harga Eceran Beras (Merah).....	33
Gambar 4.8. <i>Boxplot</i> Harga GKG di Petani	35
Gambar 4.9. <i>Boxplot</i> Harga GKG di Penggilingan	36
Gambar 4.10. <i>Boxplot</i> Harga Grosir Beras.....	37
Gambar 4.11. <i>Boxplot</i> Harga Eceran Beras.....	38
Gambar 4.12. Plot Korelasi Silang Harga GKG Petani dan Harga GKG Penggilingan	43
Gambar 4.13. Plot Korelasi Silang Harga GKG Penggilingan dan Harga Grosir	44
Gambar 4.14. Plot Korelasi Silang Harga Grosir dan Harga Eceran	44
Gambar 4.15. Histogram Sisaan Harga GKG di Petani dan Harga GKG di Penggilingan	56
Gambar 4.16. Plot Nilai Aktual, Nilai Prediksi, dan Sisaan Harga GKG di Petani dan Harga GKG di Penggilingan	57
Gambar 4.17. Plot Nilai Aktual, Nilai Prediksi, dan Sisaan Harga GKG di Penggilingan dan Harga Grosir Beras	58



DAFTAR TABEL

Tabel 4.1 .	Uji ADF.....	38
Tabel 4.2.	Uji Kausalitas Granger Harga GKG Petani dan Harga GKG Penggilingan.....	40
Tabel 4.3.	Uji Kausalitas Granger pada Harga GKG Penggilingan dan Harga Grosir.....	41
Tabel 4.4.	Uji Kausalitas Granger pada Harga Grosir Beras dan Harga Eceran Beras	42
Tabel 4.5.	Uji ADF pada ECT.....	45
Tabel 4.6.	Pendugaan Parameter von Cramon-Taubadel <i>and</i> Loy ECM Harga GKG di Petani dan Harga GKG di Penggilingan.....	47
Tabel 4.7.	Uji Simultan Harga GKG di Petani dan Harga GKG di Penggilingan	48
Tabel 4.8.	Pendugaan Parameter von Cramon-Taubadel <i>and</i> Loy ECM Harga GKG di Penggilingan dan Harga Grosir Beras.....	50
Tabel 4.9.	Uji Simultan pada Harga GKG di Penggilingan dan Harga Grosir Beras.....	51
Tabel 4.10.	Uji Asimetri Harga GKG di Petani dan Harga GKG di Penggilingan.....	53
Tabel 4.11.	Uji Asimetri Harga GKG Penggilingan dan Harga Grosir Beras.....	53
Tabel 4.12.	Uji Non-Autokorelasi Sisaan Harga GKG di Petani dan Harga GKG di Penggilingan.....	54
Tabel 4.13.	Uji Non-Autokorelasi Sisaan Harga GKG di Penggilingan dan Harga Grosir Beras	55
Tabel 4.14.	Uji Normalitas Sisaan.....	55
Tabel 4.15.	Uji Homogenitas Ragam Sisaan.....	57



DAFTAR LAMPIRAN

Lampiran 1. Data.....	65
Lampiran 2. Uji Stasioneritas Ragam pada Harga GKG di Petani dan <i>Boxplot</i>	69
Lampiran 3. Uji Stasioneritas Ragam pada Harga GKG di Penggilingan dan <i>Boxplot</i>	70
Lampiran 4. Uji Stasioneritas Ragam pada Harga Grosir Beras dan <i>Boxplot</i>	71
Lampiran 5. Uji Stasioneritas Ragam pada Harga Eceran Beras ...	72
Lampiran 6. Uji Stasioneritas Rata-Rata pada Harga GKG di Petani	73
Lampiran 7. Uji Stasioneritas Rata-Rata pada Harga GKG di Petani Setelah Didiferensi Satu Kali	74
Lampiran 8. Uji Stasioneritas Rata-Rata pada Harga GKG di Penggilingan	75
Lampiran 9. Uji Stasioneritas Rata-Rata pada Harga GKG di Penggilingan Setelah Didiferensi Satu Kali	76
Lampiran 10. Uji Stasioneritas Rata-Rata pada Harga Grosir Beras	77
Lampiran 11. Uji Stasioneritas Rata-Rata pada Harga Grosir Beras Setelah Didiferensi Satu Kali	78
Lampiran 12. Uji Stasioneritas Rata-Rata pada Harga Eceran Beras	79
Lampiran 13. Uji Stasioneritas Rata-Rata pada Harga Eceran Beras Setelah Didiferensi Satu Kali	80
Lampiran 14. Uji Kausalitas Granger.....	81
Lampiran 15. <i>Coding</i> Pemilihan Orde Lag	82
Lampiran 16. Pendugaan Parameter Model Regresi untuk Memperoleh ECT pada Harga GKG di Petani dan Harga GKG di Penggilingan	83
Lampiran 17. Uji Kointegrasi pada Harga GKG di Petani dan Harga GKG di Penggilingan	84
Lampiran 18. Pendugaan Parameter Model Regresi untuk Memperoleh ECT pada Granger Harga GKG di Penggilingan dan Harga Grosir Beras.....	85
Lampiran 19. Uji Kointegrasi pada Granger Harga GKG di Penggilingan dan Harga Grosir Beras	86

Lampiran 20. Pendugaan Parameter Model Regresi untuk Memperoleh ECT Harga Grosir dan Harga Eceran Beras	87
Lampiran 21. Uji Kointegrasi pada Harga Grosir dan Harga Eceran Beras.....	88
Lampiran 22. Pendugaan Parameter ECM asimetri von Cramon- Taubadel <i>and</i> Loy pada Harga GKG di Petani dan Harga GKG di Penggilingan	89
Lampiran 23. Pendugaan Parameter ECM asimetri von Cramon- Taubadel <i>and</i> Loy pada Harga GKG di Penggiling- an dan Harga Grosir Beras	90
Lampiran 24. Uji Asimetri pada Harga GKG di Petani dan Harga GKG di Penggilingan.....	91
Lampiran 25. Uji Asimetri pada Harga GKG di Penggilingan dan Harga Grosir Beras	93
Lampiran 26. Uji Non-Autokorelasi pada Sisaan Harga GKG di Petani dan Harga GKG di Penggilingan	95
Lampiran 27. Uji Non-Autokorelasi pada Sisaan Harga GKG di Penggilingan dan Harga Grosir Beras.....	97
Lampiran 28. Uji Normalitas.....	99
Lampiran 29. Uji Homogenitas Ragam Sisaan pada Harga GKG di Petani dan Harga GKG di Penggilingan	100
Lampiran 30. Uji Homogenitas Ragam Sisaan pada Harga GKG di Penggilingan dan Harga Grosir Beras.....	101

BAB I

PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang

Data deret waktu merupakan suatu set data yang terdiri dari pengamatan-pengamatan pada sebuah atau beberapa variabel dari waktu ke waktu (Wooldridge, 2013). Data deret waktu sering dipelajari atau dipakai di dalam berbagai bidang, seperti contohnya pada bidang ekonomi. Secara umum analisis deret waktu memiliki dua tujuan, yaitu untuk memahami atau memodelkan mekanisme stokastik dan memprediksi nilai masa depan berdasarkan histori dari deret tersebut dan mungkin deret lain yang berhubungan.

Terdapat suatu istilah dalam analisis deret waktu, yaitu stasioneritas. Konsep dari stasioneritas ialah tidak berubahnya perilaku proses dari waktu ke waktu. Asumsi ini penting karena menunjukkan kekonsistenan model dari waktu ke waktu sehingga dapat digunakan untuk peramalan.

Dalam bidang ekonomi sering ditemui proses yang tidak stasioner. Apabila terdapat dua proses yang tidak stasioner, kemudian kedua proses tersebut diregresikan maka dapat menimbulkan terjadinya regresi lancung. Regresi tersebut memiliki ciri-ciri, antara lain memiliki nilai R^2 yang tinggi namun koefisien variabel penjelas tidak signifikan secara statistik atau sebaliknya. Oleh karena itu variabel-variabel statistik ini tidak dapat langsung diregresikan, namun terdapat kemungkinan adanya kombinasi linear dari variabel terintegrasi yang stasioner. Variabel-variabel tersebut dapat dikatakan berkointegrasi.

Menurut Cryer (2008), adanya variabel yang berkointegrasi memungkinkan untuk memodelkan hubungan jangka panjang dan hubungan jangka pendek secara bersamaan. Hubungan jangka panjang ialah hubungan keseimbangan statis, artinya hubungan antara variabel-variabel stabil dari waktu ke waktu, sedangkan hubungan pendek ialah hubungan ketidakseimbangan yang dinamis, artinya hubungan ketidakseimbangan yang mana terjadi penyesuaian kepada keseimbangan. Variabel-variabel yang berkointegrasi kemudian dapat didekati dengan pendekatan *Error Correction Model* (ECM).

ECM dapat digunakan pada variabel-variabel yang memiliki hubungan simetri dan asimetri. Hubungan simetri ialah hubungan di

mana tidak ada perbedaan respon di suatu level antara kenaikan dan penurunan yang terjadi pada level lainnya, sedangkan hubungan asimetri ialah kebalikan dari hubungan simetri, yaitu hubungan di mana terdapat perbedaan respon di suatu level antara kenaikan dan penurunan yang terjadi pada level lainnya.

ECM asimetri ialah ECM yang diterapkan pada variabel yang memiliki hubungan asimetri. Beberapa peneliti telah mengaplikasikan ECM asimetri. Penelitian Sholikhah (2017) yang berjudul *Pengembangan Model Koreksi Kesalahan (ECM) Manning untuk Kasus Harga Crude Palm Oil terhadap Harga Minyak Goreng Sawit Curah di Indonesia* mencoba menerapkan ECM pada variabel-variabel dengan hubungan asimetris, yaitu menggunakan Manning *Error Correction Model*.

Penelitian Yustiningsih (2012) yang berjudul *Analisa Integrasi Pasar dan Transmisi Harga Pasar Beras Petani dan Konsumen di Indonesia* menerapkan ECM simetri terlebih dahulu kemudian dilanjutkan dengan menerapkan ECM asimetri, yaitu Granger-Lee ECM dan von Cramon Taubadel dan Loy ECM. Variabel yang digunakan pada penelitian tersebut ialah data bulanan harga gabah panen pada level petani dan harga beras eceran di Indonesia mulai dari tahun 2000-2011.

Sebagian besar makanan pokok masyarakat Indonesia ialah nasi. Nasi berasal dari beras. Oleh karena itu beras menjadi salah satu kebutuhan pokok utama terbesar masyarakat Indonesia. Beras diperoleh dari gabah yang telah dipanen oleh petani yang kemudian digiling di tempat penggilingan. Badan Pusat Statistik membagi gabah menjadi dua jenis, yaitu gabah kering panen dan gabah kering giling. Gabah hasil panen petani disebut gabah kering panen, sedangkan gabah kering panen yang dikeringkan sampai memiliki kadar air maksimal 14% disebut gabah kering giling. Gabah kering giling ini kemudian digiling sehingga menjadi beras.

Harga gabah di tingkat petani dan di tingkat penggilingan berbeda. Harga di tingkat penggilingan merupakan harga di tingkat petani ditambahkan dengan biaya angkut dan biaya-biaya lainnya. Harga gabah di tingkat petani dan di tingkat penggilingan ialah harga gabah pada tingkat produsen.

Gabah kemudian dijual kepada pedagang grosir dalam bentuk beras, pedagang grosir menjualnya kepada penjual eceran, sampai

akhirnya sampai pada tangan konsumen. Dalam rantai pemasaran beras di Indonesia ini, dapat terjadi perbedaan respon terhadap *shock* (perubahan harga) pada tingkat atau level tertentu terhadap level lainnya. Hal tersebut menunjukkan adanya efek asimetris secara vertikal (dalam satu rantai pemasaran). Dalam ekonomi, fenomena ini disebut dengan *Asymmetry Price Transmission* (APT).

Asymmetry Price Transmission (APT) ialah suatu istilah yang menunjukkan adanya perbedaan respon harga antara saat terjadi kenaikan harga dengan saat terjadi penurunan harga. APT memiliki keterkaitan penting dalam pembentukan kebijakan. Hal ini dikarenakan APT sering kali disebabkan oleh adanya kekuatan pasar. Menurut Meyer dan von Cramon-Taubadel (2002), terdapat dua penyebab utama dari APT, yaitu adanya pasar yang tidak kompetitif dan adanya biaya penyesuaian (*adjustment cost*).

Pada penelitian ini akan diterapkan ECM asimetri von Cramon-Taubadel dan Loy pada rantai pemasaran beras di Indonesia, yaitu pada level petani dan penggilingan, penggilingan dan pedagang grosir, dan pedagang grosir dan pedagang eceran. Data yang digunakan ialah data bulanan mulai dari bulan November 2010 sampai Januari 2018. Perbedaan antara penelitian ini dengan penelitian Yustiningsih ialah pada penelitian Yustiningsih meneliti keasimetrian antara rantai pemasaran yang paling atas, yaitu pada level petani, dan rantai pemasaran yang paling bawah, yaitu pada level pedagang eceran, sedangkan penelitian ini meneliti untuk setiap level pada rantai pemasaran beras di Indonesia.

1.2 Rumusan Masalah

Rumusan masalah pada penelitian ini ialah

1. Bagaimana hasil pemodelan von Cramon-Taubadel *and* Loy asimetri *Error Correction Model* pada harga GKG di petani dan harga GKG di penggilingan?
2. Bagaimana hasil pemodelan von Cramon-Taubadel *and* Loy asimetri *Error Correction Model* pada harga GKG di penggilingan dan harga grosir beras?
3. Bagaimana hasil pemodelan von Cramon-Taubadel *and* Loy asimetri *Error Correction Model* pada harga grosir beras dan harga eceran beras?

1.3 Batasan Masalah

Batasan masalah pada penelitian ini ialah tidak dilakukan penanganan pada masalah ketidaknormalan dan ketidakhomogenan ragam sisaan.

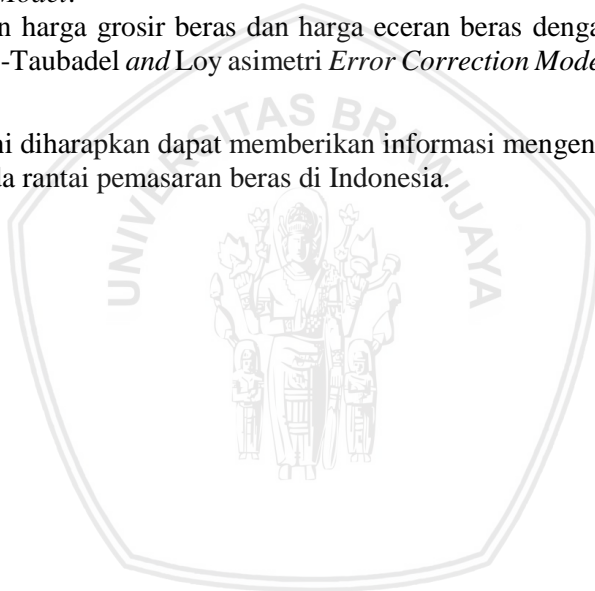
1.4 Tujuan

Tujuan penelitian ini ialah sebagai berikut:

1. Memodelkan harga GKG di petani dan harga GKG di penggilingan dengan von Cramon-Taubadel *and* Loy asimetri *Error Correction Model*.
2. Memodelkan harga GKG di penggilingan dan harga grosir beras dengan von Cramon-Taubadel *and* Loy asimetri *Error Correction Model*.
3. Memodelkan harga grosir beras dan harga eceran beras dengan von Cramon-Taubadel *and* Loy asimetri *Error Correction Model*.

1.5 Manfaat

Penelitian ini diharapkan dapat memberikan informasi mengenai efek asimetri pada rantai pemasaran beras di Indonesia.



BAB II TINJAUAN PUSTAKA

2.1. Analisis Deret Waktu

Suatu set data deret waktu terdiri dari pengamatan-pengamatan pada sebuah atau beberapa variabel dari waktu ke waktu (Wooldridge, 2013). Data deret waktu sering dipelajari atau dipakai di dalam berbagai bidang, seperti pada bidang ekonomi, meteorologi, ekologi, dan sebagainya. Secara umum analisis deret waktu memiliki dua tujuan, yaitu untuk memahami atau memodelkan mekanisme stokastik dan memprediksi nilai masa depan berdasarkan histori dari deret tersebut dan mungkin deret lain yang berhubungan. Menurut Cryer dan Kung-Sik (2008) tujuan analisis deret waktu ialah untuk menentukan metode perencanaan yang sesuai dan bermanfaat untuk pola yang ditemukan yang akan mengarahkan pada model yang cocok untuk data deret waktu yang diamati. Terdapat tiga langkah utama dalam proses pembentukan model, antara lain pengidentifikasian model, pencocokan model, dan diagnosis model.

Dalam pengidentifikasian model, model dipilih sehingga sesuai dengan deret yang diamati. Pada langkah ini dilakukan plot pada data, menghitung banyak statistik yang berbeda, dan mengaplikasikannya pada berbagai bidang.

Selanjutnya dilakukan pencocokan model di mana pada langkah ini dilakukan pencarian pendugaan terbaik terhadap parameter di dalam model. Pendugaan dapat dilakukan dengan metode-metode, seperti metode kuadrat terkecil dan *maximum likelihood*.

Diagnosis model menunjukkan kualitas model yang telah diduga, atau dengan kata lain menunjukkan seberapa baik model telah sesuai dengan data. Dalam langkah ini dilakukan pengujian asumsi-asumsi sehingga apabila semua asumsi telah terpenuhi maka model dapat digunakan.

2.2. Stasioneritas

Konsep dari stasioneritas ialah tidak berubahnya perilaku proses dari waktu ke waktu (Cryer dan Kung-Sik, 2008). Terdapat dua jenis stasioneritas, yaitu stasioneritas terhadap ragam dan stasioneritas terhadap rata-rata.

2.2.1. Stasioner terhadap Ragam

Stasioner terhadap ragam berarti besar ragam pengamatan dari waktu ke waktu konstan (homogen). Untuk mengatasi ketidakstasioneran terhadap ragam dapat dilakukan transformasi terhadap data. Transformasi yang biasa digunakan ialah transformasi yang dikenalkan oleh Box dan Cox. Secara umum dapat digunakan *power transformation* Box-Cox

$$W_t = \begin{cases} \frac{Y_t^\lambda - 1}{\lambda} & (\lambda \neq 0) \\ \ln Y_t & (\lambda = 0). \end{cases} \quad (2.1)$$

Menurut Box dan Cox (1964), pada umumnya, diasumsikan untuk setiap nilai λ , W ialah suatu fungsi monoton dari Y di atas rentang yang dapat diterima. Misal terdapat vektor observasi berukuran $n \times 1$ $Y = \{Y_1, \dots, Y_n\}$ dan model linear yang sesuai untuk masalah tersebut dispesifikasikan sebagai berikut

$$E(W) = a\theta, \quad (2.2)$$

di mana W ialah vektor kolom untuk pengamatan yang ditransformasi, a ialah suatu matriks yang diketahui, dan θ ialah suatu vektor dari parameter yang tidak diketahui yang terkait dengan pengamatan yang ditransformasi.

Selanjutnya diasumsikan bahwa untuk beberapa nilai λ yang tidak diketahui, pengamatan yang ditransformasi, yaitu W_t , memenuhi asumsi teori normal penuh, yaitu secara bebas berdistribusi normal dengan ragam konstan σ^2 , dan nilai harapan seperti pada persamaan (2.2). Kepekatan peluang untuk pengamatan yang tidak ditransformasi didapatkan dengan mengalikan kepekatan normal dengan transformasi Jacobian.

$$f(W) = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{1}{2}n} \sigma^n} \exp\left(-\frac{(W - a\theta)'(W - a\theta)}{2\sigma^2}\right) J(\lambda; y) \quad (2.3)$$

dengan

$$J(\lambda; y) = \prod_{t=1}^n \frac{dW_t}{dY_t} = \prod_{t=1}^n Y_t^{\lambda-1} \quad (2.4)$$

Untuk nilai λ tetap ialah

$$\hat{\sigma}^2(\lambda) = \frac{W' a_r W}{n} = S(\lambda)/n \quad (2.5)$$

di mana ketika a *full rank* maka

$$\mathbf{a}_r = \mathbf{I} - \mathbf{a}(\mathbf{a}'\mathbf{a})^{-1}\mathbf{a}'$$

dan $S(\lambda)$ ialah jumlah kuadrat residual pada analisis ragam dari \mathbf{W} .

Maka untuk nilai λ yang tetap, nilai maksimum *likelihood*nya ialah

$$L_{maks}(\lambda) = -\frac{1}{2}n \ln \hat{\sigma}^2(\lambda) + \ln J(\lambda; \mathbf{y}) \quad (2.6)$$

dengan

$$\ln J(\lambda; \mathbf{y}) = (\lambda - 1) \sum_{t=1}^n \ln Y_t$$

sehingga

$$L_{maks}(\lambda) = -\frac{1}{2}n \ln(\hat{\sigma}^2(\lambda)) + (\lambda - 1) \sum_{i=1}^n \ln Y_i \quad (2.7)$$

Box dan Cox menggunakan metode *maximum likelihood* untuk pendugaan parameter λ . Draper dan Smith (1981) telah merangkum langkah-langkah pendugaan parameter λ , yaitu sebagai berikut:

1. Nilai λ dipilih dari suatu rentang yang dipilih. Rentang λ yang biasa digunakan ialah (-2, 2) atau (-1, 1). Selanjutnya dari rentang tersebut dibagi menjadi 11 sampai 21 nilai λ .
2. Menghitung nilai *maximum log likelihood* untuk setiap λ dengan rumus seperti pada persamaan (2.7)
3. Memplot $L_{maks}(\lambda)$ dengan λ , kemudian lihat nilai λ yang mana yang memaksimumkan $L_{maks}(\lambda)$. Nilai λ yang akurat biasanya tidak digunakan dalam perhitungan. Nilai λ yang digunakan ialah nilai pendekatan atau pembulatan. Misal didapatkan $\hat{\lambda} = 0,93$ maka yang digunakan ialah $\lambda = 1$.

2.2.2. Stasioner terhadap Rata-rata

Data dikatakan stasioner terhadap rata-rata jika titik-titik pengamatan berada di sekitar rata-ratanya. Ketidakstasioneran data terhadap rata-rata dapat menimbulkan masalah saat dilakukan pengujian signifikansi parameter pada model. Salah satu bentuk ketidakstasioneran data, yaitu terdapat *trend* atau kecenderungan linear, kuadratik, atau tren polinomial derajat lainnya yang dapat dilihat melalui plot data. Dalam kasus seperti ini dapat digunakan model regresi biasa. Contoh lain yang menunjukkan ketidakstasioneran data terhadap rata-rata, yaitu terdapat *trend* stokastik.

Selain melalui plot, dapat juga dilakukan pengujian *Augmented Dickey-Fuller* untuk melihat kestasioneran data terhadap rata-rata. Ketidakstasioneran dapat diketahui melalui pengujian ada tidaknya akar unit. Jika diketahui adanya akar unit pada suatu persamaan, maka hal ini menunjukkan ketidakstasioneran pada data.

Terdapat tiga persamaan regresi yang berbeda yang dapat digunakan untuk menguji adanya akar unit, yaitu:

$$\nabla y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.8)$$

$$\nabla y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.9)$$

$$\nabla y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t \quad (2.10)$$

Persamaan pertama merupakan model *random walk*, pada persamaan kedua ditambahkan intersep, dan pada persamaan ketiga menambahkan intersep dan *trend* waktu linear. Kemudian ketiga bentuk persamaan ini dikembangkan dalam bentuk proses AR, menjadi:

$$\nabla y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \nabla y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (2.11)$$

$$\nabla y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \nabla y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (2.12)$$

$$\nabla y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \nabla y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (2.13)$$

Ketiga persamaan ini disebut uji *Augmented Dickey-Fuller*. Hipotesis yang digunakan ialah

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

$$H_1: \gamma < 0 \text{ (stasioner)}$$

Uji ini menggunakan statistik masing-masing τ , τ_μ , dan τ_τ dengan

$$\tau = \frac{\hat{\gamma}}{s(\hat{\gamma})} \quad (2.14)$$

dan $s(\hat{y}) = \sqrt{\frac{(\hat{\epsilon}'\hat{\epsilon})}{(n-k)}(X'X)^{-1}}$ untuk persamaan (2.8) dan (2.11) dan

$s(\hat{y}) = \sqrt{\frac{(\hat{\epsilon}'\hat{\epsilon})}{(n-k)}(X'X)^{-1}}$ untuk persamaan (2.9), (2.10), (2.12), dan (2.13) dengan k ialah banyak parameter. Hipotesis nol ditolak apabila statistik τ lebih kecil dari nilai kritis τ yang sesuai.

Jika hipotesis nol ditolak, maka dapat disimpulkan bahwa data yang diuji telah stasioner terhadap rata-rata. Namun apabila hipotesis nol diterima maka data yang diuji tidak stasioner sehingga perlu dilakukan diferensiasi (Wei, 2006).

$$\nabla y_t = y_t - y_{t-1}. \quad (2.15)$$

Kemudian dilakukan uji akar unit *Dickey-Fuller* pada data yang telah didiferensiasi. Jika pada diferensiasi pertama data telah stasioner maka dapat dikatakan bahwa data tersebut, misal y_t , terintegrasi pada derajat 1 atau $y_t \sim I(1)$.

2.3. Uji Kausalitas Granger

Uji untuk menentukan arah kausalitas ini pertama kali digunakan oleh Granger (Ramanathan, R., 1995). Konsep uji ini dapat dijelaskan dengan misalkan X menyebabkan Y, namun Y tidak menyebabkan X, maka nilai X pada waktu lampau dapat digunakan untuk memprediksi nilai Y di waktu mendatang dan nilai Y pada waktu lampau tidak dapat digunakan untuk meramalkan nilai X. Untuk lebih jelasnya, misal

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j X_{t-j} + u_t \quad (2.16)$$

di mana u_t *white noise*, p ialah orde lag untuk Y, dan q ialah orde lag untuk X. Hipotesis nol pada uji ini ialah

$$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_j = 0 \quad vs$$

$$H_1: \text{Paling tidak terdapat satu } \beta_j \neq 0 \text{ untuk } j = 1, 2, \dots, q.$$

Model *restricted*nya ialah sebagai berikut

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + v_t. \quad (2.17)$$

Statistik uji yang digunakan ialah statistik F

$$F_c = \frac{\frac{JKGR - JKGU}{q}}{\frac{JKGU}{T - p - q}} \quad (2.18)$$

di mana T adalah banyaknya pengamatan yang digunakan pada model *unrestricted* pada persamaan (2.16), JKGU adalah jumlah kuadrat galat pada model *unrestricted*, dan JKGR adalah jumlah kuadrat galat pada model *restricted*. F_c memiliki distribusi F dengan derajat bebas q untuk pembilang dan $T - p - q$ untuk penyebut. Penentuan orde lag p dan q dipilih secara bebas.

Persamaan (2.16), (2.17), dan (2.18) digunakan untuk menguji apakah X menyebabkan Y, sedangkan untuk menguji apakah Y menyebabkan X maka pada persamaan (2.16) dan (2.17) Y_t ditukar dengan X_t . Selanjutnya persamaan (2.18) dirubah menjadi

$$F_c = \frac{\frac{JKGR - JKGU}{p}}{\frac{JKGU}{T - p - q}} \quad (2.19)$$

dengan derajat bebas p untuk pembilang dan $T - p - q$ untuk penyebut.

2.4. Pemilihan Orde Lag

Pemilihan orde lag dapat dilakukan dengan melihat nilai fungsi korelasi silang atau *cross-correlation function* (CCF) dari kedua variabel. Nilai korelasi silang dapat dihitung melalui rumus

$$\rho_{xy}(k) = \frac{\hat{\gamma}_{xy}(k)}{s_x s_y}, k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots, \quad (2.20)$$

dengan

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

$$s_x = \sqrt{\hat{\gamma}_{xx}(0)}, \quad s_y = \sqrt{\hat{\gamma}_{yy}(0)},$$

di mana \bar{x} dan \bar{y} ialah rata-rata sampel x_t dan y_t . Deret waktu x_t dan y_t yang digunakan ialah deret waktu yang stasioner (Wei, 2006). Orde lag yang dipilih merupakan nilai korelasi silang yang signifikan, yaitu apabila nilai korelasi silang lebih besar dari batas galat baku $2(n - k)^{-1/2}$.

2.5. Kointegrasi

Konsep kointegrasi pertama kali dikenalkan oleh Engel Granger pada tahun 1987. Terdapat beberapa hal penting mengenai definisi dari kointegrasi, yaitu kointegrasi merupakan suatu kombinasi linier dari variabel-variabel yang tidak stasioner dan kointegrasi berarti variabel-variabel yang terintegrasi pada orde yang sama. Dua variabel yang terintegrasi pada orde yang berbeda sudah pasti tidak berkointegrasi. Namun tidak semua variabel yang terintegrasi pada orde yang sama berkointegrasi (Shewart dan Wilks, 2004). Jadi, jika Y_t dan X_t memiliki orde integrasi yang sama, yaitu $I(d)$, maka terdapat indikasi bahwa kedua variabel berkointegrasi. Menurut Engle dan Granger (1987) kointegrasi terjadi apabila sisaan ECT_t terintegrasi pada derajat nol ($I(0)$) atau dengan kata lain sisaan stasioner pada tingkat level. ECT_t ialah nilai galat ketidakseimbangan dari dua deret waktu tersebut.

$$ECT_t = Y_t - \beta_0 - \beta_1 X_t. \tag{2.21}$$

Pada pengujian ini dilakukan dengan uji *Augmented Dickey-Fuller*. Dengan menggunakan cara pengujian yang sama, yaitu dengan membentuk persamaan seperti pada persamaan (2.8)-(2.13) dan dengan menguji hipotesis

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

Statistik uji yang digunakan sama seperti pada persamaan (2.14). ECT yang stasioner (tanpa didiferensiasi) menunjukkan bahwa kedua deret waktu tersebut berkointegrasi.

Terdapat perbedaan definisi keseimbangan menurut ahli teori ekonomi dan ahli ekonometrika. Menurut ahli teori ekonomi, keseimbangan merupakan persamaan antara transaksi yang diinginkan

dan transaksi aktual, sedangkan menurut ahli ekonometrika, keseimbangan merupakan hubungan jangka panjang pada variabel-variabel yang tidak stasioner.

Adanya kointegrasi menunjukkan tidak terjadinya korelasi lancung (*spurious regression*). Korelasi lancung terjadi ketika dua variabel yang berhubungan melalui korelasinya dengan variabel ketiga. Jadi ketika variabel ketiga (misal z) ini dikontrol, efek parsial variabel satu terhadap variabel lainnya (misal x terhadap y) menjadi hilang. Hal ini dapat terjadi pada deret waktu yang stasioner pada tingkat level atau terintegrasi pada $I(0)$. Deret tersebut bisa jadi tidak bebas terhadap *trend* waktu. Hal ini dapat diatasi dengan menambahkan *trend* waktu pada model regresi (Wooldridge, 2013). Apabila deret waktu terintegrasi pada orde satu maka dapat diatasi dengan analisis kointegrasi.

2.6. Error Correction Model

Konsep *Error Correction Model* (ECM) pertama kali diperkenalkan oleh Sargan (Thomas, 1997). Kemudian Henry mengembangkan model tersebut menjadi ECM yang populer digunakan sekarang. ECM memiliki kegunaan, yaitu untuk mengatasi masalah deret waktu yang tidak stasioner dan adanya korelasi *spurious*.

Untuk menjelaskan model ini, misal hubungan jangka panjang atau keseimbangan antara dua variabel, yaitu X dan Y ialah sebagai berikut:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + ECT_t. \quad (2.22)$$

Sistem ekonomi jarang sekali berada dalam kondisi keseimbangan. Ketika Y memiliki nilai yang berbeda dengan nilai keseimbangannya, maka selisih antara keduanya merupakan nilai ketidakseimbangan dari dua variabel tersebut. ECT_t seperti pada persamaan (2.21) disebut dengan galat ketidakseimbangan.

Karena X dan Y jarang berada dalam keseimbangan maka para ekonometrikawan mengobservasi hubungan jangka pendek atau hubungan ketidakseimbangan yang melibatkan nilai pada lag tertentu dari X dan Y . Misal hanya lag orde pertama yang digunakan:

$$y_t = b_0 + b_1 x_t + b_2 x_{t-1} + \mu y_{t-1} + \varepsilon_t, 0 < \mu < 1. \quad (2.23)$$

Persamaan (2.23) menunjukkan bahwa dibutuhkan waktu untuk menyesuaikan secara penuh pada keragaman X . Hal ini konsisten

dengan pernyataan bahwa Y tidak selalu berada dalam keseimbangannya terhadap X. Terdapat masalah utama untuk menduga persamaan (2.23), yaitu variabel yang digunakan boleh jadi tidak stasioner, sehingga persamaan (2.23) dapat disusun kembali dengan menambahkan y_{t-1} pada kedua ruas.

$$\begin{aligned} y_t - y_{t-1} &= b_0 + b_1x_t + b_2x_{t-1} + \mu y_{t-1} - y_{t-1} + \varepsilon_t \\ \nabla y_t &= b_0 + b_1x_t + b_2x_{t-1} - (1 - \mu)y_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2.24)$$

Kemudian ruas kanan ditambah dan dikurangi dengan b_1x_{t-1}

$$\begin{aligned} \nabla y_t &= b_0 + b_1x_t - b_1x_{t-1} + b_1x_{t-1} + b_2x_{t-1} - (1 - \mu)y_{t-1} + \varepsilon_t \\ \nabla y_t &= b_0 + b_1\Delta x_t + (b_1 + b_2)x_{t-1} - \lambda y_{t-1} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2.25)$$

dengan $\lambda = (1 - \mu)$. Persamaan (2.25) direparameterisasi menjadi

$$\nabla y_t = b_1\nabla x_t - \lambda(y_{t-1} - \beta_0 - \beta_1x_{t-1}) + \varepsilon_t. \quad (2.26)$$

di mana $\beta_1 = \frac{(b_1+b_2)}{\lambda}$ dan $\beta_0 = \frac{b_0}{\lambda}$. λ merupakan parameter penyesuaian. β_1 menunjukkan hubungan jangka panjang, sedangkan b_1 menunjukkan hubungan ketidakseimbangan jangka pendek atau respon Y secara langsung terhadap adanya perubahan pada X.

Pada umumnya, ECM merepresentasikan hubungan ketidakseimbangan yang akan selalu mengurangi masalah multikolinearitas (Thomas, 1997). Variabel penjelas, yaitu x_t dan x_{t-1} , seperti pada persamaan (2.23) akan memiliki kolinearitas yang tinggi. Oleh karena itu persamaan (2.23) diparameterisasi menjadi persamaan (2.26) membentuk ECM. x_t dan x_{t-1} digantikan oleh Δx_t dan x_{t-1} . Faktanya, Δx_t dan x_{t-1} memiliki korelasi yang lebih rendah daripada x_t dan x_{t-1} sehingga masalah multikolinearitas dapat dikurangi dengan mengestimasi persamaan (2.26) dibandingkan mengestimasi persamaan (2.23).

2.7. von Cramon-Taubadel and Loy Error Correction Model

ECM von Cramon-Taubadel dan Loy merupakan penggabungan dari ECM pendekatan Houck dan ECM asimetri kompleks von Cramon-Taubadel and Loy (Acquah dan Dadzie, 2010) dapat dituliskan seperti model di bawah ini:

$$\nabla Y_t = \beta_0 + \beta_1^+ \nabla X_t^+ + \beta_1^- \nabla X_t^- + \beta_2^+ ECT_{t-1}^+ + \beta_2^- ECT_{t-1}^- + e_t \quad (2.27)$$

dengan e_t merupakan sisaan dari model regresi tersebut.

Keterangan:

$$\nabla Y_t = Y_t - Y_{t-1}$$

$$\nabla X_t^+ = \begin{cases} \nabla X_t & , \nabla X_t > 0 \\ 0 & , \text{selainnya} \end{cases}$$

$$\nabla X_t^- = \begin{cases} \nabla X_t & , \nabla X_t < 0 \\ 0 & , \text{selainnya} \end{cases}$$

$$ECT_t = Y_t - \beta_0 - \beta_1 X_t$$

$$ECT_{t-1}^+ = \begin{cases} ECT_{t-1} & , ECT_{t-1} > 0 \\ 0 & . \text{selainnya} \end{cases}$$

$$ECT_{t-1}^- = \begin{cases} ECT_{t-1} & , ECT_{t-1} < 0 \\ 0 & . \text{selainnya} \end{cases}$$

∇X_t dibagi menjadi menjadi dua komponen, yaitu komponen positif (∇X_t^+) dan negatif (∇X_t^-). ∇X_t^+ menunjukkan perubahan positif (kenaikan harga) pada X_t dan ∇X_t^- menunjukkan perubahan negatif (penurunan harga) pada X_t .

Dalam penelitian Sapkota et al. (2015) dijelaskan bahwa asimetri pada model dengan persamaan (2.27) terjadi apabila $\beta_1^+ \neq \beta_1^-$ (asimetri dalam jangka pendek) atau dan $\beta_2^+ \neq \beta_2^-$ (asimetri dalam jangka panjang).

2.8. Metode Kuadrat Terkecil

Terdapat beberapa metode yang digunakan untuk menduga parameter, salah satunya dengan menggunakan metode kuadrat terkecil (*Ordinary Least Squares*). Prinsip dalam metode ini, yaitu memilih nilai penduga parameter yang dapat meminimumkan jumlah kuadrat sisaan (Purwoto, 2007). Misal untuk model umum regresi berganda $Y = b_0 + b_1X_1 + b_2X_2 + \dots + b_pX_p + e$ berikut ini

$$Y = X\hat{\beta} + e$$

$$\begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_n \end{bmatrix}_{n \times 1} = \begin{bmatrix} 1 & X_{11} & \cdots & X_{1p} \\ 1 & X_{21} & \cdots & X_{2p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & X_{n1} & \cdots & X_{np} \end{bmatrix}_{n \times p} \begin{bmatrix} b_0 \\ b_1 \\ \vdots \\ b_p \end{bmatrix}_{p \times 1} + \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \vdots \\ e_n \end{bmatrix}_{n \times 1} \quad (2.28)$$

Kemudian didapatkan jumlah kuadrat sisaan sebagai berikut

$$\begin{aligned}
 e'e &= (Y - X\hat{\beta})'(Y - X\hat{\beta}) \\
 &= Y'Y - \hat{\beta}'X'Y - Y'X\hat{\beta} + \hat{\beta}'X'X\hat{\beta} \\
 &= Y'Y - 2\hat{\beta}'X'Y + \hat{\beta}'X'X\hat{\beta} \tag{2.29}
 \end{aligned}$$

Kemudian jumlah sisaan kuadrat ini diminimumkan dengan menurunkannya terhadap $\hat{\beta}$ dan disamadengankan nol sehingga didapatkan $\hat{\beta}$.

$$\frac{\partial(e'e)}{\partial \hat{\beta}} = -2X'Y + 2X'X\hat{\beta} = 0$$

$$X'Y + X'X\hat{\beta} = 0$$

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

$$\begin{bmatrix} b_0 \\ b_1 \\ \vdots \\ b_p \end{bmatrix}_{p-1} = \left(\begin{bmatrix} 1 & 1 & \cdots & 1 \\ X_{11} & X_{21} & \cdots & X_{n1} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ X_{1p} & X_{2p} & \cdots & X_{np} \end{bmatrix}_{p \times n} \begin{bmatrix} 1 & X_{11} & \cdots & X_{1p} \\ 1 & X_{21} & \cdots & X_{2p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & X_{n1} & \cdots & X_{np} \end{bmatrix}_{n \times p} \right)^{-1} \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_n \end{bmatrix}_{n \times 1} \tag{2.30}$$

Berdasarkan pendugaan pada model umum regresi berganda di atas, dapat diterapkan pada model von Cramon-Taubadel and Loy seperti pada persamaan (2.27). Persamaan tersebut dibentuk ke dalam matriks menjadi

$$Y = X\hat{\beta} + e$$

$$\begin{bmatrix} \nabla Y_2 \\ \nabla Y_3 \\ \vdots \\ \nabla Y_T \end{bmatrix}_{(T-1) \times 1} = \begin{bmatrix} 1 & \nabla X_2^+ & \cdots & ECT_1^- \\ 1 & \Delta X_3^+ & \cdots & ECT_2^- \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & \Delta X_T^+ & \cdots & ECT_{T-1}^- \end{bmatrix}_{(T-1) \times 5} \begin{bmatrix} b_0 \\ b_{11} \\ \vdots \\ b_2 \end{bmatrix}_{5 \times 1} + \begin{bmatrix} e_2 \\ e_3 \\ \vdots \\ e_T \end{bmatrix}_{(T-1) \times 5}$$

$$(2.31)$$

dengan T ialah banyak waktu pengamatan. Jumlah kuadrat sisaan pada model ini diminimumkan sehingga didapatkan hasil pendugaan parameter sebagai berikut:

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

$$\begin{bmatrix} b_0 \\ b_{11} \\ \vdots \\ b_2 \end{bmatrix}_{5 \times 1} = \left(\begin{bmatrix} 1 & 1 & \cdots & 1 \\ \nabla X_2^+ & \nabla X_3^+ & \cdots & \nabla X_T^+ \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ ECT_1^- & ECT_2^- & \cdots & ECT_{T-1}^- \end{bmatrix}_{5 \times (T-1)} \begin{bmatrix} 1 & \nabla X_2^+ & \cdots & ECT_1^- \\ 1 & \nabla X_3^+ & \cdots & ECT_2^- \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & \nabla X_T^+ & \cdots & ECT_{T-1}^- \end{bmatrix}_{(T-1) \times 5} \right)^{-1} \begin{bmatrix} \nabla Y_1 \\ \nabla Y_2 \\ \vdots \\ \nabla Y_T \end{bmatrix}_{(T-1) \times 1}$$

$$(2.32)$$

2.9. Koefisien Determinasi

Menurut Gujarati (2010), nilai R^2 digunakan untuk mengetahui seberapa baik model mampu menjelaskan data. Nilai R^2 didapatkan dari rumus

$$R^2 = \frac{JKR}{JKT} = \frac{\sum b_i \left(\sum X_{it} Y_t - \frac{(\sum X_{it} \sum Y_t)^2}{n} \right)}{\sum Y_t^2 - \frac{(\sum Y_t)^2}{n}} \quad (2.33)$$

2.10. Uji Asimetri

Sebelumnya pada subbab 2.7 telah dijelaskan bahwa asimetri pada model seperti pada persamaan (2.27) terjadi apabila $\beta_1^+ \neq \beta_1^-$ (asimetri dalam jangka pendek) atau dan $\beta_2^+ \neq \beta_2^-$ (asimetri dalam jangka panjang). Pengujian ini dapat dilakukan dengan menggunakan uji F.

Menurut Gujarati (2003) uji F dapat digunakan untuk menguji restriksi atau batasan persamaan linear sesuai dengan kebutuhan peneliti. Misal pada persamaan (2.27) ingin diketahui apakah terdapat efek asimetri pada jangka pendek maka akan diuji apakah β_1^+ sama dengan β_1^- .

$$\begin{aligned}H_0: \beta_1^+ &= \beta_1^- \quad \text{vs} \\H_1: \beta_1^+ &\neq \beta_1^-\end{aligned}$$

Persamaan (2.27) disebut persamaan regresi tanpa batasan (*unrestricted*).

Dengan mengasumsikan bahwa hipotesis nol benar maka persamaan (2.27) menjadi

$$\begin{aligned}\nabla Y_t &= \beta_0 + \beta_1^- \nabla X_t^+ + \beta_1^- \nabla X_t^- + \beta_2^+ ECT_{t-1}^+ + \beta_2^- ECT_{t-1}^- + e_t \\&= \beta_0 + \beta_1^- (\nabla X_t^+ + \nabla X_t^-) + \beta_2^+ ECT_{t-1}^+ + \beta_2^- ECT_{t-1}^- + e_t \\&= \beta_0 + \beta_1 \nabla X_t + \beta_2^+ ECT_{t-1}^+ + \beta_2^- ECT_{t-1}^- + e_t\end{aligned}\quad (2.34)$$

Persamaan (2.34) disebut persamaan regresi dengan batasan (*restricted*). Selanjutnya nilai statistik F dirumuskan sebagai berikut:

$$F = \frac{\frac{JKGR - JKGU}{m}}{\frac{JKGU}{n - k}} \quad (2.35)$$

dengan n ialah banyaknya pengamatan yang digunakan pada model *unrestricted* pada persamaan (2.27), m ialah banyak batasan linear, k ialah banyak parameter pada regresi tanpa batasan (*unrestricted*), $JKGU$ adalah jumlah kuadrat galat pada model *unrestricted*, dan $JKGR$ adalah jumlah kuadrat galat pada model *restricted*. F memiliki distribusi F dengan derajat bebas m untuk pembilang dan $n - k$ untuk penyebut. Hipotesis nol ditolak apabila statistik F lebih besar dari nilai $F_{m,n-k}$.

2.11. Pengujian Signifikansi Koefisien Parameter Model

Pengujian signifikansi koefisien dapat dilakukan dengan dua cara, yaitu dengan menggunakan uji simultan (uji F) dan uji parsial (uji t).

2.11.1 Uji Simultan

Menurut Draper dan Smith (1981), hipotesis statistik yang digunakan pada uji simultan dinyatakan sebagai berikut:

$$H_0: \beta_0 = \beta_1 = \dots = \beta_k = 0 \quad vs$$

$$H_1: \text{paling sedikit terdapat satu } \beta_i \neq 0,$$

$$i = 0, 1, 2, \dots, k \text{ minimal terdapat satu } \beta \neq 0$$

Uji statistik yang digunakan, yaitu:

$$\begin{aligned} F_{hit} &= \frac{KTR}{KTE} \\ &= \frac{JK_{Regresi}}{JK_{Error}} \\ &= \frac{k}{n - k - 1} \\ &= \frac{\sum b_i \left(\sum X_{it} Y_t - \frac{(\sum X_{it} \sum Y_t)^2}{n} \right) / k}{\sum Y_t^2 - \frac{(\sum Y_t)^2}{n} / n - k - 1} \end{aligned} \quad (2.36)$$

Jika nilai $F_{hit} < F_{\alpha(k, (n-k-1))}$, maka keputusan terima H_0 dan sebaliknya.

2.11.2 Uji Parsial

Menurut Draper dan Smith (1981), hipotesis statistik yang digunakan pada uji parsial dinyatakan sebagai berikut:

$$H_0: \beta_i = 0 \text{ (tidak ada pengaruh)}, i = 0, 1, \dots, k$$

$$H_1: \beta_i \neq 0 \text{ (ada pengaruh)}, i = 0, 1, \dots, k$$

Statistik uji yang digunakan, yaitu:

$$t_{hit} = \frac{b_i - \beta_i}{s_{b_i}} \quad (2.37)$$

dengan

$$s_{b_i} = \sqrt{\frac{e'e}{(T-k-1)}(X'X)^{-1}_{ii}}$$

s_{b_i} ialah nilai *standard error* dari b_i . Jika nilai $|t_{hit}| < t_{\alpha/2(n-1)}$ maka keputusan terima H_0 dan sebaliknya.

2.12. Diagnostik Model

Pemodelan deret waktu merupakan prosedur yang bertahap. Hal pertama yang dilakukan, yaitu pengidentifikasian model dan dilanjutkan dengan pendugaan parameter. Setelah itu perlu dilakukan pengecekan apakah model telah memenuhi asumsi. Asumsi-asumsi tersebut ialah sisaan bersifat *white noise* dan berdistribusi normal.

2.12.1 Pengujian Autokorelasi Sisaan

Pengujian autokorelasi sisaan ini digunakan untuk melihat apakah sisaan bersifat *white noise*. Hipotesis nol pada uji ini, ialah:

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

$$H_1: \text{paling tidak terdapat satu } \rho_k \neq 0, k = 1, 2, \dots, K$$

Dengan statistik uji

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^K (n-k)^{-1} \hat{\rho}_k^2, \tag{2.38}$$

n ialah banyak pengamatan, K ialah lag maksimum, dan $\hat{\rho}_k$ ialah autokorelasi sisaan pada lag ke- k .

$$\hat{\rho}_k = \frac{\sum(\hat{e}_t - \bar{e})(\hat{e}_{t-k} - \bar{e})}{\sum(\hat{e}_t - \bar{e})^2}$$

Statistik uji ini merupakan statistik uji termodifikasi. Menurut Wei (2006), statistik uji Q mengikuti distribusi $\chi^2_{(K-m)}$, di mana m ialah banyak parameter yang diestimasi pada model.

2.12.2 Pengujian Normalitas Sisaan

Pengujian normalitas pada sisaan dapat dilakukan dengan membuat histogram dari sisaan terstandarisasi, kemudian membandingkannya dengan distribusi normal standar menggunakan uji *goodness of fit* khi-kuadrat atau dengan ringkasan lima angka sederhana Tukey (Wei, 2006).

Salah satu uji normalitas ialah uji Shapiro Wilk. Pada penelitian Nornadiah Mohd Razali dan Yap Bee Wah (2011) menunjukkan bahwa di antara uji normalitas *Shapiro-Wilk*, *Kolmogorov-Smirnov*,

Lilliefors, dan Anderson-Darling, uji Shapiro-Wilk merupakan uji yang paling kuat. Hipotesis yang digunakan, yaitu

$$H_0: e_t \sim N(0, \sigma_e^2) \quad \text{vs} \\ H_1: e_t \text{ tidak berdistribusi normal}$$

Statistik uji Shapiro-Wilk (W) ialah (Shapiro dan Wilk, 1965):

$$W = \frac{(\sum_{i=1}^n a_i y_i)^2}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (2.39)$$

di mana

$$\mathbf{a}' = (a_1, a_2, \dots, a_n) = \frac{\mathbf{m}'\mathbf{V}^{-1}}{(\mathbf{m}'\mathbf{V}^{-1}\mathbf{V}^{-1}\mathbf{m})^{\frac{1}{2}}} \quad (2.40)$$

\mathbf{m}' merupakan vektor nilai harapan normal baku dari statistik terurut n sampel variabel acak normal baku dan $\mathbf{V} = (v_{ij})$ merupakan matriks varian kovariansya. Hipotesis nol ditolak apabila statistik $W < W_\alpha$.

2.12.3 Pengujian Homogenitas Ragam Sisaan

Pengujian homogenitas ragam ini dilakukan pada sisaan dengan menggunakan uji *Breusch-Pagan-Godfrey*. Ragam galat diasumsikan dideskripsikan sebagai berikut (Gujarati dan Porter, 2009).

$$e_t^2 = f(a_1 + a_2 X_{2t} + \dots + a_m X_{mt})$$

Secara spesifik dapat diasumsikan bahwa

$$e_t^2 = a_1 + a_2 X_{2t} + \dots + a_m X_{mt} \quad (2.41)$$

Persamaan (2.42) menunjukkan bahwa apabila $a_2 = a_3 = \dots = a_m = 0$ maka $e_t^2 = a_1$ yang mana a_1 merupakan suatu konstanta, sehingga untuk mengetahui apakah galat homogen dapat dilakukan dengan menguji hipotesis

$$H_0: a_2 = a_3 = \dots = a_m = 0 \quad \text{vs} \\ H_1: \text{paling sedikit terdapat satu } a_t \neq 0, i = 2, \dots, m$$

Pada tahun 1981 Koenker menyarankan prosedur perhitungan yang mudah. Prosedur perhitungan tersebut merupakan hasil dari memodifikasi uji skor *Lagrange Multiplier* yang diusulkan oleh Breusch dan Pagan pada tahun 1979 (Powell). Prosedur pada uji tersebut ialah

1. Menduga persamaan (2.27) yang kemudian dihasilkan sisaan e_t .
2. Meregresikan \hat{e}_t^2 dengan variabel-variabel penjelas \mathbf{X} .

3. Menghitung statistik *Lagrange Multiplier* dengan rumus

$$LM = nR^2 \quad (2.42)$$

Dengan n ialah banyak pengamatan dan R^2 ialah nilai koefisien determinasi yang didapatkan dari model regresi pada langkah nomor dua.

Statistik LM mengikuti distribusi *chi-square* dengan derajat bebas $m - 1$. Hipotesis nol ditolak apabila $LM > \chi_{\alpha, (m-1)}^2$.

2.13. Tinjauan Non Statistika

2.13.1. *Asymmetry Price Transmission*

Menurut Yustiningsih (2012) *Asymmetry Price Transmission* (APT) merupakan suatu istilah yang menunjukkan adanya perbedaan respon harga antara *shock* harga positif (saat terjadi kenaikan harga) dengan *shock* harga negatif (saat terjadi penurunan harga). Menurut Sholikhah (2017), APT merupakan fenomena di mana pergerakan harga di pasar *input* tidak diikuti secara simetris oleh pergerakan harga di pasar *output*. Fenomena APT dapat terjadi secara vertikal, maksudnya terjadi dalam satu rantai pemasaran, misal pada tingkat produsen dan konsumen. Menurut Cramon-Taubadel (2001) penyebab terjadinya APT ialah karena adanya kekuatan pasar (*market power*) dan adanya *cost adjustment*.

2.13.2. Gabah Kering Giling

Gabah merupakan biji padi atau beras yang belum melalui proses penggilingan. Terdapat beberapa macam gabah, antara lain gabah kering panen (GKP) dan gabah kering giling (GKG). Gabah kering panen merupakan gabah yang memiliki kadar air maksimum 25% dan gabah kering giling ialah gabah yang memiliki kadar air maksimal 14%. Gabah kering giling merupakan gabah hasil proses pengeringan dari gabah kering panen (Nainggolan, S. R. M. 2013).

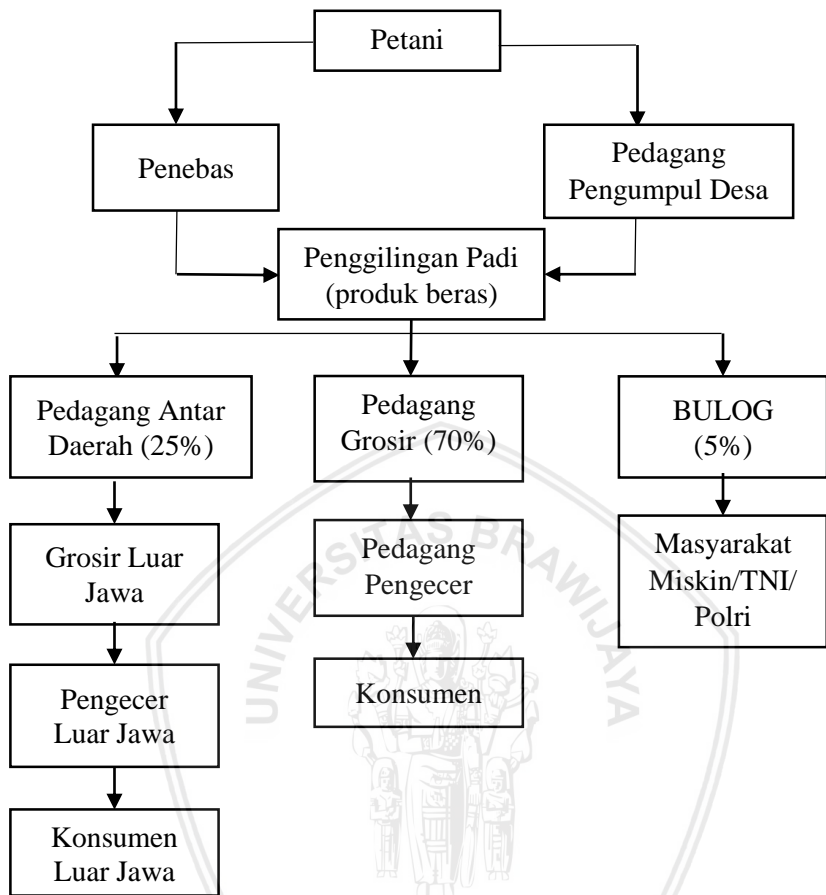
Badan Pusat Statistik menyediakan informasi harga GKP dan GKG pada tingkat yang berbeda, yaitu pada tingkat petani dan tingkat penggilingan. Menurut BPS, harga gabah pada tingkat petani merupakan harga yang disepakati antara petani dengan pedagang pengumpul/tengkulak/pihak penggilingan, sedangkan harga gabah pada tingkat penggilingan merupakan harga gabah di tingkat petani ditambah dengan biaya tambahan. Biaya tambahan ini meliputi biaya angkut, biaya sewa kendaraan, dan biaya-biaya ongkos lainnya.

2.13.3. Beras

Sebagian besar makanan pokok masyarakat Indonesia ialah nasi. Nasi berasal dari beras. Maka dari itu beras menjadi salah satu kebutuhan pokok utama masyarakat Indonesia. Beras yang diperoleh atau dibeli masyarakat merupakan beras yang dijual eceran oleh pedagang pengecer.

Beras tersebut sebelumnya dipasarkan oleh petani dalam bentuk gabah yang kemudian digiling terlebih dahulu. Kemudian beras tersebut sebagian dipasarkan kepada pedagang grosir dan sebagian kepada BULOG. Pedagang grosir menjualnya kepada pedagang pengecer, kemudian konsumen membelinya dari pedagang pengecer.





Gambar 2.1. Rantai Pemasaran Padi/Beras Kasus di Pulau Jawa ((Ditjen PPHP, 2006), dalam Indrayani, R., 2008)



BAB III METODOLOGI

4.1. Sumber Data

Data pada penelitian ini ialah data sekunder yang bersumber dari *website* Badan Pusat Statistik, yaitu www.bps.go.id. Data yang digunakan, yaitu data bulanan harga gabah kering giling di petani, harga gabah giling di penggilingan, harga grosir beras, dan harga eceran beras mulai dari bulan November 2010 sampai Januari 2018. Data terlampir pada Lampiran 1.

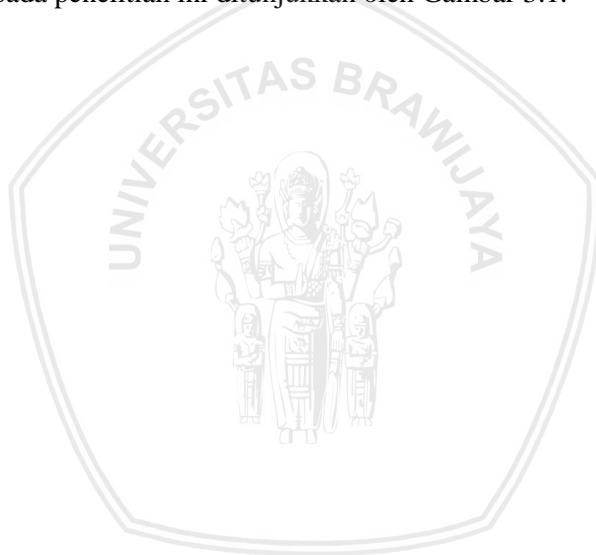
4.1. Metode Analisis

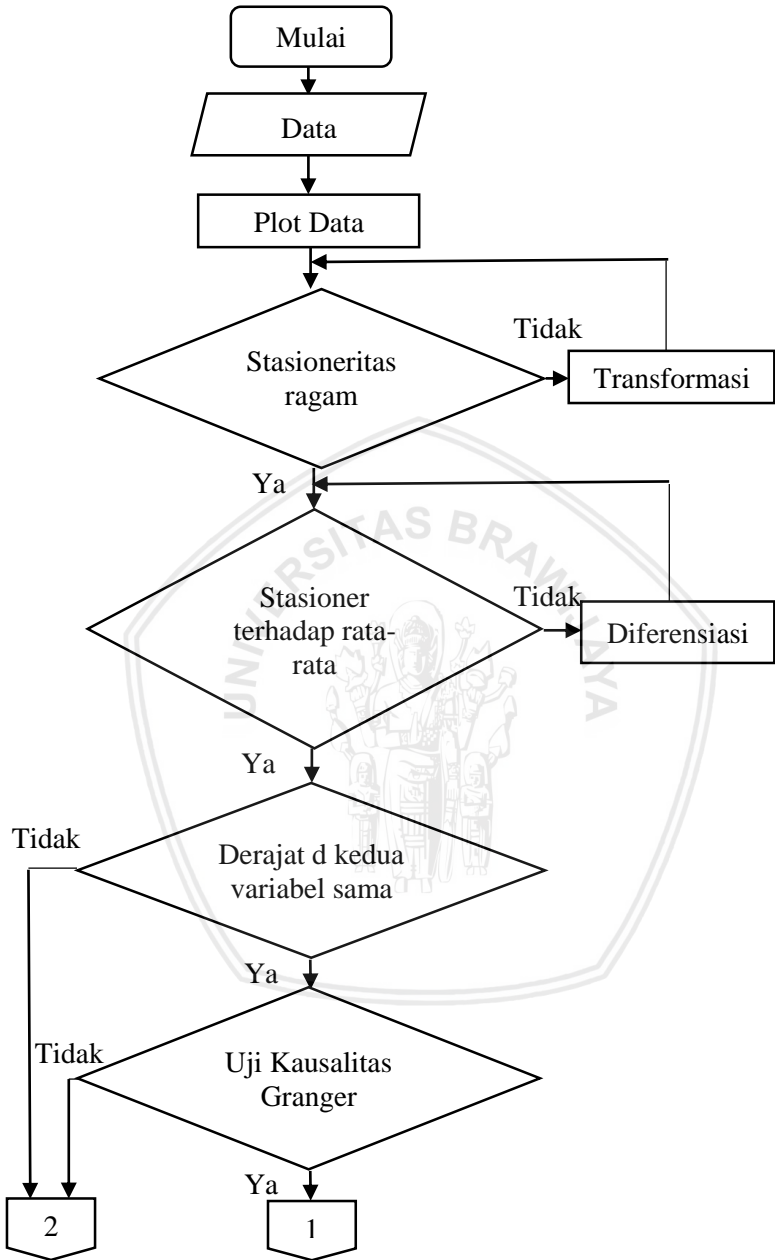
Langkah-langkah analisis pada penelitian ini, yaitu:

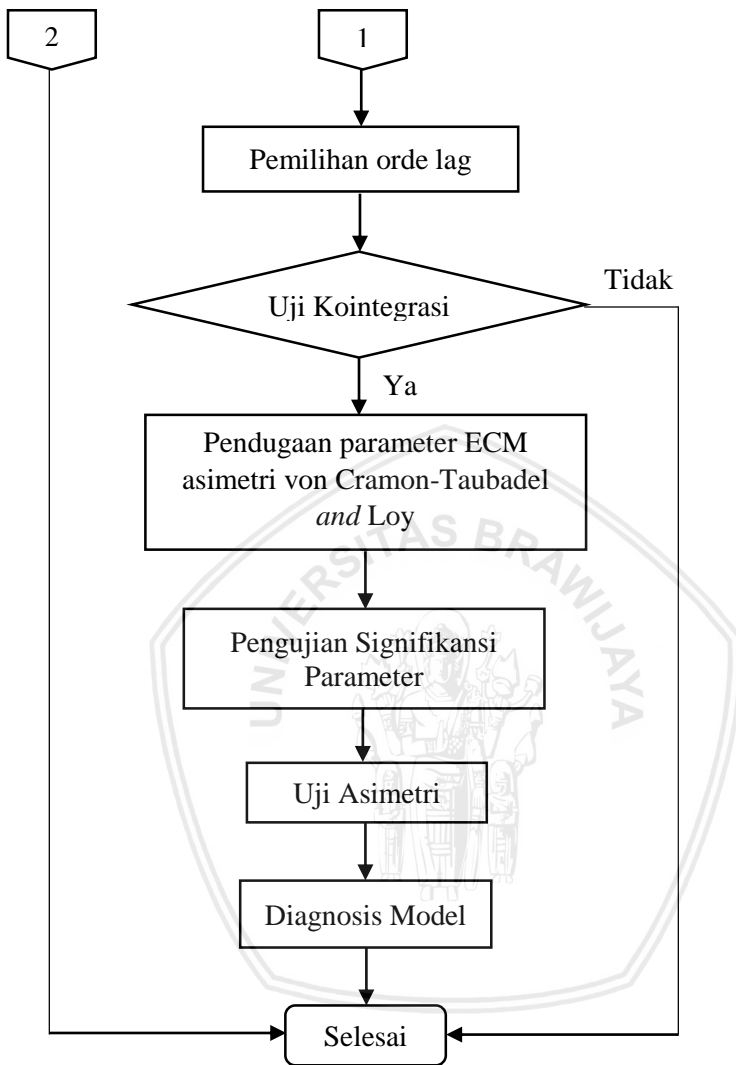
1. Melakukan plot data pada masing-masing variabel.
2. Melakukan analisis Box-Cox, yaitu dengan mencari nilai λ yang dapat memaksimumkan nilai *likelihood* dengan menggunakan persamaan (2.7). Transformasi dilakukan seperti pada persamaan (2.1) untuk nilai λ yang terpilih.
3. Melakukan uji kestasioneran dengan menggunakan uji ADF (*Augmented Dickey-Fuller*) pada persamaan (2.14). Jika data belum stasioner maka dilakukan pembedaan (*differencing*), persamaan (2.15) sampai didapatkan data yang stasioner. Banyak pembedaan (*differencing*) menunjukkan orde integrasi. Apabila orde integrasi kedua variabel sama maka dapat dilanjutkan untuk melakukan uji kointegrasi.
4. Melakukan uji kausalitas Granger dengan menggunakan persamaan (2.18) dan (2.19).
5. Pemilihan orde lag dengan melihat plot CCF.
6. Melakukan uji kointegrasi pada kedua variabel, yaitu dengan melihat kestasioneran sisaan yang dihasilkan. Kedua variabel berkointegrasi apabila sisaan stasioner pada t tingkat level. Stasioneritas dari sisaan dapat diketahui dengan menggunakan uji *Augmented Dickey-Fuller* pada persamaan (2.14).
7. Melakukan pendugaan parameter von Cramon-Taubadel dan Loy ECM seperti pada persamaan (2.27).
8. Melakukan pengujian signifikansi parameter secara simultan dan parsial dengan masing-masing menggunakan persamaan (2.36) dan (2.37).

9. Melakukan uji asimetri dengan melihat apakah $\beta_{11}^+ \neq \beta_{11}^-$ (asimetri dalam jangka pendek), sedangkan asimetri dalam jangka panjang terjadi apabila $\beta_2^+ \neq \beta_2^-$. Mengujinya dengan menggunakan uji F seperti pada persamaan (2.35).
10. Memeriksa kelayakan model (diagnostik model), yaitu dengan melihat apakah sisaan telah bersifat *white noise*, berdistribusi normal, dan memiliki ragam yang homogen, masing-masing dengan menggunakan persamaan (2.38), (2.39) dan (2.42).

Analisis dilakukan dengan bantuan *software Eviews 9* dan *R*. Semua pengujian dan pendugaan dilakukan dengan menggunakan *software Eviews* kecuali untuk transformasi *Box-Cox*, plot CCF, dan uji normalitas *Shapiro Wilk* dilakukan dengan menggunakan *software R*. Diagram alir pada penelitian ini ditunjukkan oleh Gambar 3.1.





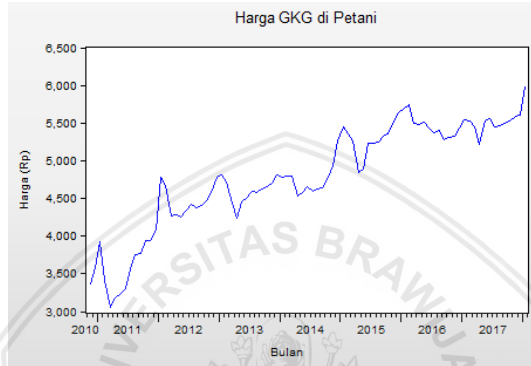


Gambar 3.1 Diagram Alir Metode Penelitian

BAB IV HASIL DAN PEMBAHASAN

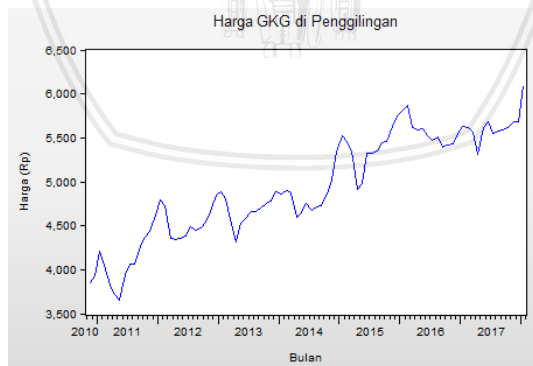
4.1. Plot Deret Waktu

Plot deret waktu digunakan untuk melihat pola atau *trend* dari suatu deret waktu. Berikut ini merupakan gambar plot deret waktu dari harga beras di tingkat petani mulai bulan November 2010 sampai bulan Januari 2018.



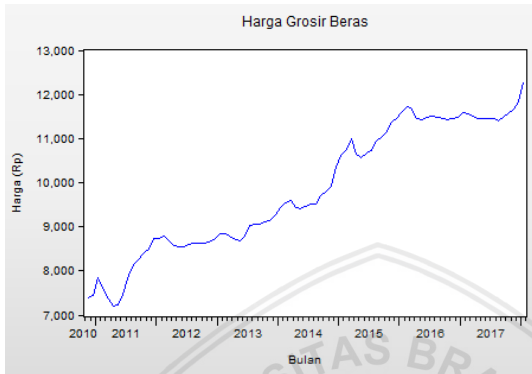
Gambar 4.1. Plot Deret Waktu Harga GKG di Tingkat Petani

Berdasarkan Gambar 4.1. dapat diketahui bahwa terdapat *trend* naik pada deret waktu harga GKG di tingkat petani. Selain itu juga terlihat adanya pola musiman dengan puncak pada akhir tahun.



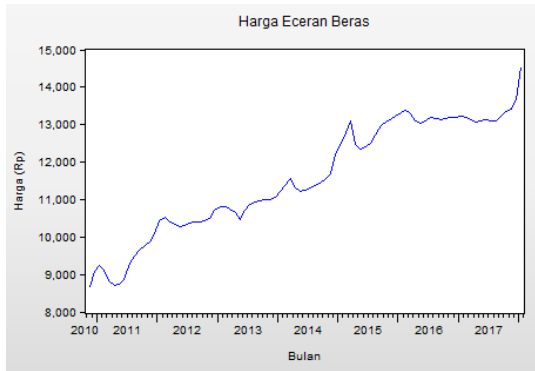
Gambar 4.2. Plot Deret Waktu Harga GKG di Tingkat Penggilingan

Gambar 4.2. merupakan gambar plot deret waktu dari harga GKG di tingkat penggilingan mulai bulan November 2010 sampai bulan Januari 2018. Berdasarkan Gambar 4.2 juga dapat diketahui bahwa terdapat *trend* yang naik. Sama seperti plot deret waktu harga GKG di penggilingan. Terlihat pula adanya pola musiman yang sama.



Gambar 4.3. Plot Deret Waktu Harga Grosir Beras di Indonesia

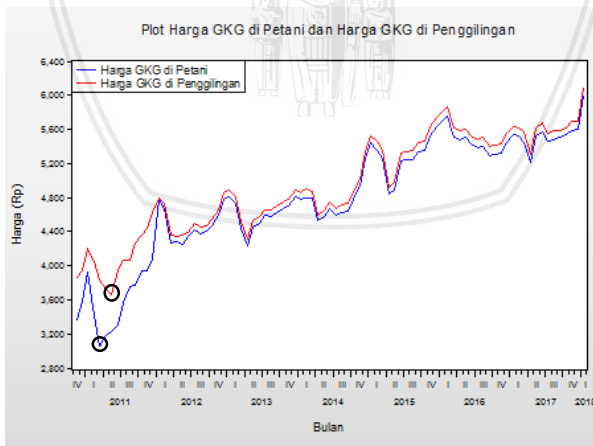
Gambar 4.3. merupakan gambar plot deret waktu dari harga grosir beras di Indonesia mulai bulan November 2010 sampai bulan Januari 2018. Berdasarkan Gambar 4.3 juga dapat diketahui bahwa terdapat *trend* naik. Plot deret waktu harga grosir beras terlihat lebih halus dibandingkan dengan plot deret waktu harga GKG di petani dan penggilingan sehingga pola musiman tidak terlalu nampak. Hal ini dapat menunjukkan bahwa pedagang grosir kurang merespon ketika terjadi perubahan harga di GKG petani dan penggilingan. Hal ini dapat dikarenakan karena ada kemungkinan pedagang grosir memiliki stok lama.



Gambar 4.4. Plot Deret Waktu Harga Eceran Beras di Indonesia

Gambar 4.4. merupakan gambar plot deret waktu dari harga eceran beras di Indonesia mulai bulan November 2010 sampai bulan Januari 2018. Berdasarkan tersebut juga dapat diketahui bahwa terdapat *trend* naik. Plot deret waktu harga eceran beras terlihat sama dengan deret waktu grosir beras.

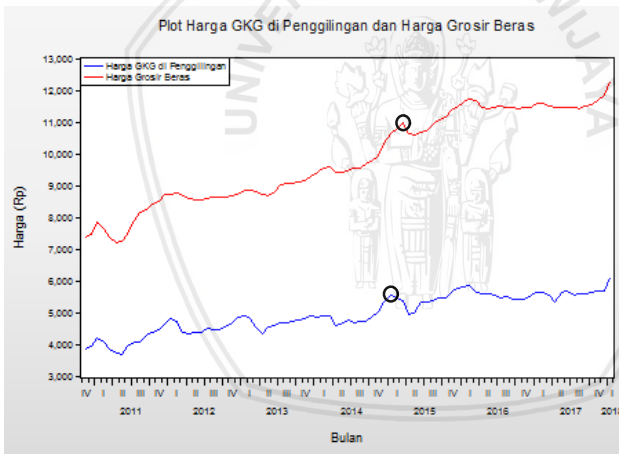
Plot harga beras pada beberapa bulan terakhir tahun 2017 sampai awal Januari 2018 ini mengalami kenaikan harga yang disebabkan karena stok beras yang menurun. Salah satu penyebab stok beras minim ialah dikarenakan adanya gagal panen di beberapa daerah di Indonesia karena hama.



Gambar 4.5. Plot Deret Waktu Harga GKG di Petani (Biru) dan di Penggilingan (Merah)

Kedua deret waktu ini memiliki *trend* yang sama, yaitu *trend* naik. Gambar 4.5 menunjukkan bahwa kedua deret waktu tidak stasioner baik terhadap rata-rata maupun terhadap ragam. Oleh karena itu selanjutnya dilakukan uji stasioneritas ragam dengan transformasi *Box-Cox* dan uji stasioneritas rata-rata dengan uji *Augmented Dickey Fuller*.

Pada Gambar 4.5 terlihat bahwa kenaikan harga lebih cepat direspon dibandingkan dengan ketika terjadi penurunan harga. Hal ini mengindikasikan adanya efek asimetri pada harga GKG di petani dan harga GKG di penggilingan. Pada pengamatan harga GKG di petani pada bulan Maret 2011 mengalami penurunan harga. Pada bulan ini harga GKG petani ialah harga paling rendah dari keseluruhan pengamatan harga GKG di petani pada bulan lainnya. Kemudian jika dilihat pada harga GKG di penggilingan, harga GKG di penggilingan yang paling rendah dibanding bulan lainnya ialah pada bulan Mei 2011. Penurunan harga GKG di petani tidak diikuti dengan sempurna dengan penurunan harga GKG di penggilingan.

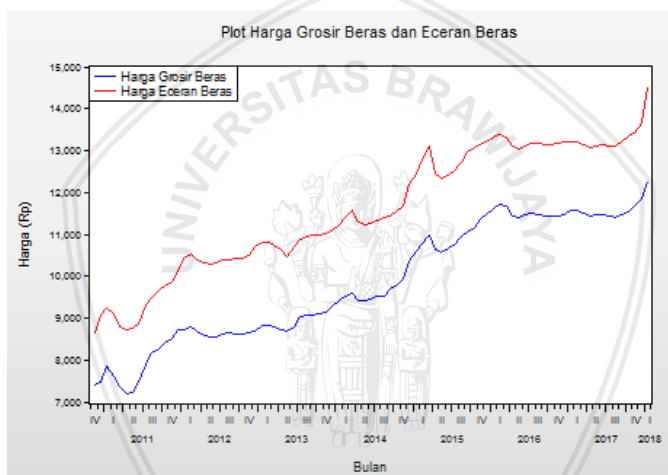


Gambar 4.6. Plot Deret Waktu Harga GKG di Penggilingan (Biru) dan Harga Grosir Beras (Merah)

Kedua deret waktu ini memiliki *trend* yang sama, yaitu *trend* naik. Terdapat selisih yang cukup besar antara harga GKG penggilingan dan harga grosir. Hal ini disebabkan karena adanya biaya pengolahan gabah menjadi beras atau biaya produksi.

Gambar 4.6. menunjukkan bahwa kedua deret waktu tidak stasioner baik terhadap rata-rata maupun terhadap ragam. Oleh karena itu selanjutnya dilakukan uji stasioneritas ragam dengan transformasi *Box-Cox* dan uji stasioneritas rata-rata dengan uji *Augmented Dickey Fuller*.

Pada Gambar 4.6 terlihat bahwa penurunan harga lebih cepat direspon dibandingkan dengan ketika terjadi kenaikan harga. Hal ini mengindikasikan adanya efek asimetri pada harga GKG di penggilingan dan harga grosir beras. Pada pengamatan harga GKG di petani pada bulan Januari 2015 mengalami kenaikan harga. Kemudian jika dilihat pada harga grosir, harga mengalami kenaikan pada bulan Maret 2015. Kenaikan harga GKG di penggilingan tidak diikuti dengan sempurna dengan harga grosir beras.



Gambar 4.7. Plot Deret Waktu Harga Grosir (Biru) dan Harga Eceran Beras (Merah)

Kedua deret waktu ini memiliki *trend* yang sama, yaitu *trend* naik. Harga grosir dan eceran memiliki selisih yang kurang lebih sama. Hal ini dapat menunjukkan bahwa pedagang eceran mengambil keuntungan yang relatif konstan dari waktu ke waktu. Secara grafis, terlihat bahwa tidak ada efek asimetri pada kedua deret waktu ini karena perubahan harga baik itu kenaikan atau penurunan harga di harga eceran beras juga diikuti kenaikan atau penurunan harga yang sama.

Gambar 4.7 menunjukkan bahwa kedua deret waktu tidak stasioner baik terhadap rata-rata maupun terhadap ragam. Oleh karena itu selanjutnya dilakukan uji stasioneritas ragam dengan transformasi *Box-Cox* dan uji stasioneritas rata-rata dengan uji *Augmented Dickey Fuller*.

Pada Gambar 4.7 terlihat bahwa tidak ada perbedaan respon ketika terjadi kenaikan ataupun penurunan harga sehingga secara grafis kedua deret waktu ini terlihat memiliki hubungan yang simetris. Namun untuk lebih akuratnya perlu dilakukan pengujian apakah terdapat efek asimetri atau tidak.

4.2. Uji Stasioneritas

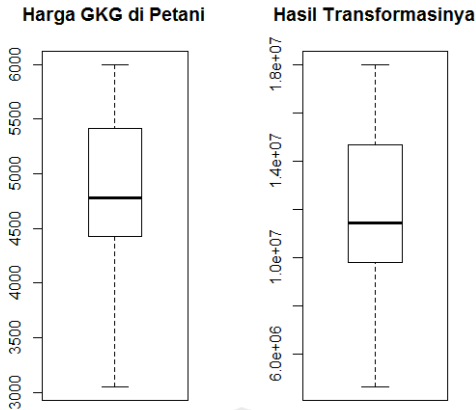
Terdapat dua jenis uji stasioneritas, yaitu stasioneritas terhadap ragam dan stasioneritas terhadap rata-rata.

4.2.1. Stasioneritas terhadap Ragam

Uji stasioneritas ragam digunakan untuk mengetahui apakah ragam dari suatu deret konstan. Dalam stasioneritas ragam ini digunakan transformasi *Box-Cox*. Suatu deret waktu dikatakan stasioner apabila dihasilkan nilai $\lambda = 1$. Jika nilai $\lambda \neq 1$ maka dilakukan transformasi seperti pada persamaan (2.1).

Berdasarkan *output* pada R untuk deret waktu harga GKG di petani dihasilkan nilai $\lambda = 1,999924$. Oleh karena itu perlu dilakukan transformasi terhadap deret waktu ini, yaitu dengan menggunakan persamaan (2.1) yang sesuai, dan dengan menggunakan nilai λ yang dibulatkan, yaitu $\lambda = 2$.

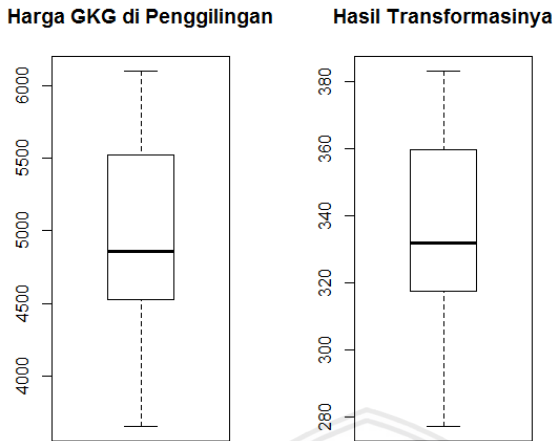
Selanjutnya deret waktu yang telah ditransformasi diuji kembali dan didapatkan hasil $\lambda = 1,041727$. Apabila nilai λ tersebut dibulatkan maka didapatkan $\lambda = 1$. Oleh karena itu, dapat disimpulkan bahwa deret waktu harga GKG di petani dengan sekali transformasi telah stasioner. Hasil lebih jelasnya dapat dilihat pada Lampiran 2. Dengan melihat *boxplot* Gambar 4.8, deret waktu harga GKG di petani lebih menjulur ke kiri dibandingkan dengan hasil setelah ditransformasi.



Gambar 4.8. *Boxplot* Harga GKG di Petani

Selanjutnya dilakukan uji stasioneritas ragam pada deret waktu harga GKG di penggilingan. Berdasarkan *output* pada R dihasilkan nilai $\lambda = 0,6324943$. Oleh karena itu perlu dilakukan transformasi terhadap deret waktu ini, yaitu dengan menggunakan persamaan (2.1) yang sesuai, dan dengan menggunakan nilai λ yang dibulatkan, yaitu $\lambda = 0,63$.

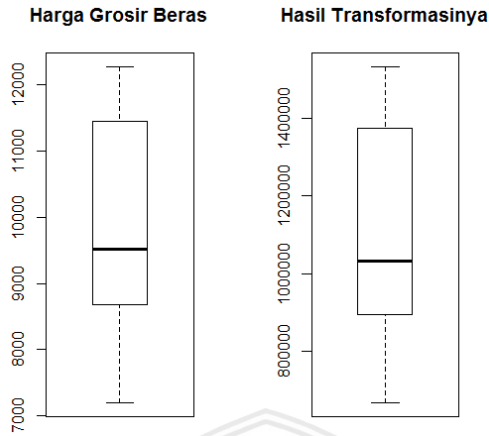
Setelah itu, deret waktu yang telah ditransformasi diuji kembali dan didapatkan hasil $\lambda = 1,007914$. Apabila nilai λ tersebut dibulatkan maka didapatkan $\lambda = 1$. Oleh karena itu, dapat disimpulkan bahwa deret waktu harga GKG di penggilingan dengan sekali transformasi telah stasioner. Dengan melihat *boxplot* pada Gambar 4.9, deret waktu harga GKG di penggilingan tidak jauh berbeda dengan hasil transformasinya.



Gambar 4.9. *Boxplot* Harga GKG di Penggilingan

Berdasarkan *output* pada R untuk deret waktu harga grosir beras dihasilkan nilai $\lambda = 1,557701$. Apabila nilai λ tersebut dibulatkan maka didapatkan $\lambda = 1,56$. Oleh karena itu dilakukan transformasi terhadap deret waktu ini, yaitu dengan menggunakan persamaan (2.1) yang sesuai, dan dengan menggunakan nilai λ yang dibulatkan, yaitu $\lambda = 1,56$.

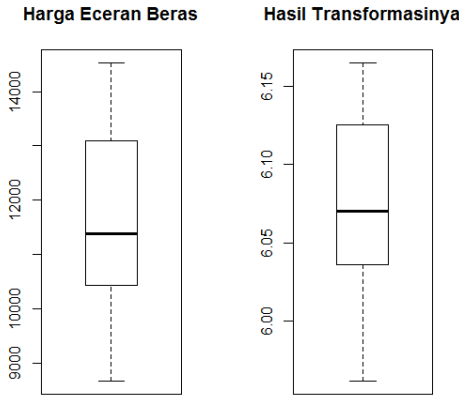
Setelah itu, deret waktu yang telah ditransformasi diuji kembali dan didapatkan hasil $\lambda = 0,9979923$. Apabila nilai λ tersebut dibulatkan maka didapatkan $\lambda = 1$. Oleh karena itu, dapat disimpulkan bahwa deret waktu harga grosir beras dengan sekali transformasi telah stasioner. Dengan melihat *boxplot* pada Gambar 4.10, deret waktu harga grosir beras tidak jauh berbeda dengan hasil transformasinya.



Gambar 4.10. *Boxplot* Harga Grosir Beras

Selanjutnya dilakukan uji stasioneritas ragam pada deret waktu harga eceran di penggilingan. Berdasarkan *output* pada R dihasilkan nilai $\lambda = -0,1168336$. Oleh karena itu perlu dilakukan transformasi terhadap deret waktu ini, yaitu dengan menggunakan persamaan (2.1) yang sesuai, dan dengan menggunakan nilai λ yang dibulatkan, yaitu $\lambda = -0,1$.

Setelah itu, deret waktu yang telah ditransformasi diuji kembali dan didapatkan hasil $\lambda = 1,073659$. Apabila nilai λ tersebut dibulatkan maka didapatkan $\lambda = 1$. Oleh karena itu, dapat disimpulkan bahwa deret waktu harga eceran beras dengan sekali transformasi telah stasioner. Dengan melihat *boxplot* pada Gambar 4.11, deret waktu harga eceran beras tidak jauh berbeda dengan hasil transformasinya.



Gambar 4.11. *Boxplot* Harga Eceran Beras

4.2.2. Stasioneritas terhadap Rata-rata

Deret waktu yang telah ditransformasi sebelumnya, selanjutnya dilakukan uji stasioneritas terhadap rata-rata dengan menggunakan uji *Augmented Dickey-Fuller*. Pertama, hipotesis yang digunakan untuk deret waktu harga grosir gula ialah sebagai berikut:

$H_0: \gamma = 0$ (*deret waktu harga GKG petani tidak stasioner*) vs
 $H_1: \gamma < 0$ (*deret waktu harga GKG petani stasioner*)

Tabel 4.1. Uji ADF

Variabel	p-value	
	Level	Diferensi Pertama
Harga GKG Petani	0,0635	0,0000
Harga GKG Penggilingan	0,0668	0,0000
Harga Grosir Beras	0,6881	0,0000
Harga Eceran Beras	0,3346	0,0000

Nilai p-value yang dihasilkan untuk uji ADF harga GKG petani pada tingkat level lebih dari nilai $\alpha = 5\%$ sehingga hipotesis nol diterima. Hal ini menunjukkan bahwa deret waktu harga GKG di petani tidak stasioner terhadap rata-rata. Maka dari itu, kemudian dilakukan diferensiasi (pembedaan) satu kali. Selanjutnya dilakukan pengujian kembali.

Berdasarkan Tabel 4.1, diketahui bahwa nilai p-value yang dihasilkan untuk uji ADF harga GKG petani pada diferensi pertama kurang dari nilai $\alpha = 5\%$ sehingga hipotesis nol ditolak. Hal ini

repository.ub.ac.id

menunjukkan bahwa deret waktu harga GKG di petani yang didiferensiasi satu kali telah stasioner terhadap rata-rata. Hasil lebih jelasnya dapat dilihat pada Lampiran 6 dan 7.

Selanjutnya ialah menguji stasioneritas rata-rata pada harga GKG dipenggilingan. Berikut ini hipotesisnya

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

Nilai *p-value* yang dihasilkan untuk uji ADF harga GKG penggilingan pada tingkat level lebih dari nilai $\alpha = 5\%$ sehingga hipotesis nol diterima. Hal ini menunjukkan bahwa deret waktu harga GKG di penggilingan tidak stasioner terhadap rata-rata. Maka dari itu, kemudian dilakukan diferensiasi (pembedaan) satu kali. Selanjutnya dilakukan pengujian kembali.

Berdasarkan Tabel 4.1, diketahui bahwa nilai *p-value* yang dihasilkan untuk uji ADF harga GKG penggilingan pada diferensi pertama kurang dari nilai $\alpha = 5\%$ sehingga hipotesis nol ditolak. Hal ini menunjukkan bahwa deret waktu harga GKG di penggilingan yang didiferensiasi satu kali telah stasioner terhadap rata-rata. Hasil lebih jelasnya dapat dilihat pada Lampiran 8 dan 9.

Selanjutnya, yaitu pengujian ADF pada deret waktu harga grosir beras. Hipotesisnya ialah sebagai berikut:

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

Nilai *p-value* yang dihasilkan untuk uji ADF harga grosir pada tingkat level lebih dari nilai $\alpha = 5\%$ sehingga hipotesis nol diterima. Hal ini menunjukkan bahwa deret waktu harga grosir beras tidak stasioner terhadap rata-rata. Maka dari itu, kemudian dilakukan diferensiasi (pembedaan) satu kali. Selanjutnya dilakukan pengujian kembali.

Berdasarkan Tabel 4.1, diketahui bahwa nilai *p-value* yang dihasilkan untuk uji ADF harga grosir pada diferensi pertama kurang dari nilai $\alpha = 5\%$ sehingga hipotesis nol ditolak. Hal ini menunjukkan bahwa deret waktu harga grosir beras yang didiferensiasi satu kali telah stasioner terhadap rata-rata. Hasil lebih jelasnya dapat dilihat pada Lampiran 10 dan 11.

Selanjutnya ialah pengujian ADF pada deret waktu harga eceran gula. Hipotesisnya ialah sebagai berikut:

$H_0: \gamma = 0$ (deret waktu harga eceran tidak stasioner) vs
 $H_1: \gamma < 0$ (deret waktu harga eceran stasioner)

Nilai *p-value* yang dihasilkan untuk uji ADF harga eceran pada tingkat level lebih dari nilai $\alpha = 5\%$ sehingga hipotesis nol diterima. Hal ini menunjukkan bahwa deret waktu harga eceran beras tidak stasioner terhadap rata-rata. Maka dari itu, kemudian dilakukan diferensiasi (pembedaan) satu kali. Selanjutnya dilakukan pengujian kembali.

Berdasarkan Tabel 4.1, diketahui bahwa nilai *p-value* yang dihasilkan uji ADF harga eceran pada diferensi pertama kurang dari nilai $\alpha = 5\%$ sehingga hipotesis nol ditolak. Hal ini menunjukkan bahwa deret waktu harga eceran beras yang didiferensiasi satu kali telah stasioner terhadap rata-rata. Hasil lebih jelasnya dapat dilihat pada Lampiran 12 dan 13.

Keempat deret waktu stasioner pada diferensiasi pertama atau dapat dikatakan keduanya memiliki derajat integrasi satu ($I(1)$). Oleh karena itu kemudian dapat dilakukan uji kointegrasi untuk deret waktu harga GKG di petani dan harga GKG di penggilingan, harga GKG di penggilingan dan harga grosir beras, dan harga grosir beras dan harga eceran beras.

4.3. Uji Kausalitas Granger

Uji kausalitas Granger digunakan untuk menentukan arah hubungan sebab-akibat. Hasil lebih lengkapnya terlampir pada Lampiran 14.

1. GKG Petani dan GKG Penggilingan

Tabel 4.2. Uji Kausalitas Granger Harga GKG Petani dan GKG Penggilingan

No	Lag	Hipotesis Nol	<i>p-value</i>
1.	4	$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_4 = 0$	0,5434
2.	4	$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_4 = 0$	0,0646

$$GKGG_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^4 \alpha_i GKGG_{t-i} + \sum_{j=1}^4 \beta_j GKG_{t-j} + u_t \quad (4.1)$$

$$GKG_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^4 \alpha_i GKG_{t-i} + \sum_{j=1}^4 \beta_j GKGG_{t-j} + u_t \quad (4.2)$$

Persamaan (4.1) ialah model yang digunakan pada hipotesis nol pertama, sedangkan persamaan (4.2) ialah model yang digunakan pada hipotesis nol kedua. Uji kausalitas pada harga GKG petani dan penggilingan menggunakan lag sebanyak 4 karena pada lag kurang dari 4 tidak diperoleh hasil yang signifikan. Nilai *p-value* yang dihasilkan untuk hipotesis nol pertama lebih dari $\alpha = 10\%$ maka hipotesis nol diterima. Dapat disimpulkan bahwa harga GKG di petani tidak mempengaruhi harga GKG di penggilingan.

Nilai *p-value* yang dihasilkan untuk hipotesis nol kedua kurang dari $\alpha = 10\%$ maka hipotesis nol ditolak. Dapat disimpulkan bahwa harga GKG di penggilingan mempengaruhi harga GKG di petani. Jadi pada kedua deret waktu terjadi hubungan satu arah.

2. Harga GKG Penggilingan dan Harga Grosir

Tabel 4.3. Uji Kausalitas Granger pada Harga GKG Penggilingan dan Harga Grosir

No	Lag	Hipotesis Nol	<i>p-value</i>
1.	1	$H_0: \beta_1 = 0$	0,8875
2.	1	$H_0: \beta_1 = 0$	0,0109

$$GKGG_t = \beta_0 + \alpha_1 GKGG_{t-1} + \beta_1 whole_{t-1} + u_t \quad (4.3)$$

$$whole_t = \beta_0 + \alpha_1 whole_{t-1} + \beta_1 GKGG_{t-1} + u_t \quad (4.4)$$

Persamaan (4.3) ialah model yang digunakan pada hipotesis nol pertama, sedangkan persamaan (4.4) ialah model yang digunakan pada hipotesis nol kedua. Uji kausalitas pada harga GKG penggilingan dan harga grosir beras menggunakan lag sebanyak 1 karena dengan menggunakan lag ini diperoleh hasil yang signifikan untuk salah satu hipotesis nol. Nilai *p-value* yang dihasilkan pada hipotesis nol pertama lebih dari $\alpha = 10\%$ maka hipotesis nol diterima. Dapat disimpulkan bahwa harga grosir beras tidak mempengaruhi harga GKG di penggilingan.

Nilai *p-value* yang dihasilkan pada hipotesis nol kedua kurang dari $\alpha = 5\%$ maka hipotesis nol ditolak. Dapat disimpulkan bahwa harga GKG di penggilingan mempengaruhi harga grosir beras. Jadi pada kedua deret waktu terjadi hubungan satu arah.

3. Harga Grosir dan Harga Eceran

Tabel 4.4. Uji Kausalitas Granger pada Harga Grosir Beras dan Harga Eceran Beras

No	Lag	Hipotesis Nol	p-value
1.	1	$H_0: \beta_1 = 0$	0,0175
2.	1	$H_0: \beta_1 = 0$	0,1232

$$whole_t = \beta_0 + \alpha_1 whole_{t-1} + \beta_1 ret_{t-1} + u_t \quad (4.5)$$

$$ret_t = \beta_0 + \alpha_1 ret_{t-1} + \beta_1 whole_{t-1} + u_t \quad (4.6)$$

Persamaan (4.5) ialah model yang digunakan pada hipotesis nol pertama, sedangkan persamaan (4.6) ialah model yang digunakan pada hipotesis nol kedua. Uji kausalitas pada harga grosir dan eceran beras menggunakan lag sebanyak 1 karena dengan menggunakan lag ini diperoleh hasil yang signifikan untuk salah satu hipotesis nol. Nilai *p-value* yang dihasilkan pada hipotesis nol pertama kurang dari $\alpha = 5\%$ maka hipotesis nol ditolak. Dapat disimpulkan bahwa harga eceran mempengaruhi harga grosir.

Nilai *p-value* yang dihasilkan pada hipotesis nol kedua lebih dari $\alpha = 5\%$ maka hipotesis nol diterima. Dapat disimpulkan bahwa harga grosir tidak mempengaruhi harga eceran. Jadi pada kedua deret waktu terjadi hubungan satu arah saja.

Hasil uji kausalitas pada penelitian ini berbeda dengan penjelasan Yustiningsih (2012) pada tesisnya. Yustiningsih menyebutkan apabila pada kausalitas Granger diperoleh hubungan yang dua arah maka diasumsikan hubungan terjadi satu arah saja, yaitu harga gabah di petani mempengaruhi harga beras konsumen (harga eceran beras). Asumsi ini merujuk pada penelitian Prastowo et al yang menyatakan bahwa harga beras akan tetap stabil kecuali terjadi suatu gangguan yang berasal dari sisi penawaran, seperti gagal panen, gangguan distribusi, dan kebijakan impor beras.

Pada penelitian ini, pada hubungan harga GKG di penggilingan dan harga grosir beras terjadi hubungan satu arah dengan pihak penggilingan menentukan harga GKG di petani. Hal ini dapat terjadi karena dalam kenyataannya, harga gabah yang dijual petani ditetapkan berdasarkan kesepakatan antara petani dan pihak penggilingan. Pihak penggilingan yang lebih menentukan harga jual gabah petani.

Selain menentukan harga gabah petani, pihak penggilingan juga menentukan harga grosir. Hal ini dikarenakan pihak penggilingan

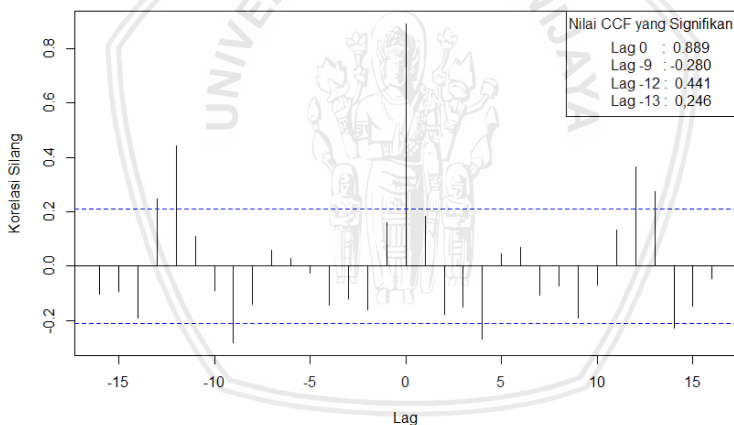
lebih mengetahui besar produksi beras yang ada sehingga di sini harga terbentuk dari sisi penawaran. Namun seperti yang dijelaskan sebelumnya bahwa pihak grosir tidak merubah harganya secara tajam seperti harga gabah di penggilingan karena adanya kemungkinan pihak grosir masih menyimpan stok lama.

Pedagang eceran memiliki wawasan yang lebih luas dan lebih cepat mengenai permintaan beras di masyarakat dibanding pedagang grosir sehingga pedagang eceran dapat menentukan harga di grosir. Pedagang eceran juga akan menetapkan harga berdasarkan berbagai pertimbangan, seperti pajak, sewa toko, dan lain-lain.

4.4. Pemilihan Orde Lag

Pemilihan orde lag ini digunakan untuk menentukan banyak lag yang digunakan pada pemodelan nantinya. Banyak lag yang digunakan ditentukan oleh lag negatif dengan nilai korelasi silang yang signifikan.

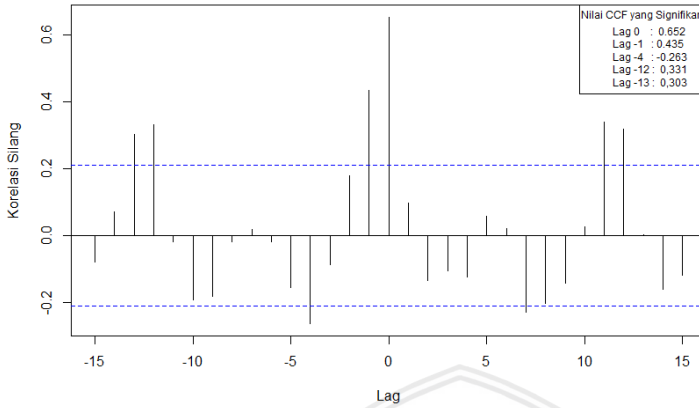
Plot CCF Harga GKG di Petani dan Harga GKG di Penggilingan yang Telah Stasioner



Gambar 4.12. Plot Korelasi Silang Harga GKG Petani dan Harga GKG Penggilingan

Berdasarkan Gambar 4.12. dapat diketahui bahwa nilai korelasi silang signifikan, yaitu pada lag 0, -9, -12, dan -13, namun lag yang digunakan untuk pemodelan hanya lag 0 dan -12.

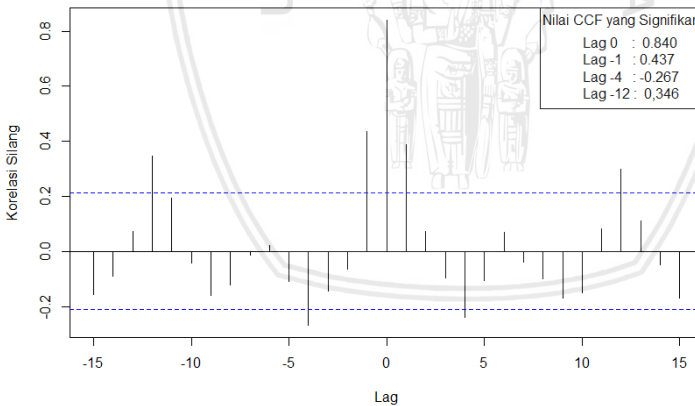
Plot CCF Harga GKG di Penggilingan dan Harga Grosir Beras yang Telah Stasioner



Gambar 4.13. Plot Korelasi Silang Harga GKG Penggilingan dan Harga Grosir

Berdasarkan Gambar 4.13, nilai korelasi silang signifikan ialah lag 0, -1, -4, -12, dan -13, namun lag yang digunakan untuk pemodelan hanya lag 0, -1, dan -12.

Plot CCF Harga Grosir dan Harga Eceran Beras yang Telah Stasioner



Gambar 4.14. Plot Korelasi Silang Harga Grosir dan Harga Eceran

Berdasarkan Gambar 4.14 nilai korelasi silang di lag 0, -1, -4, -12, dan -13, namun lag yang digunakan untuk pemodelan hanya lag 0, -1, dan -12.

4.5. Uji Kointegrasi

Uji kointegrasi dilakukan dengan menguji apakah sisaan ECT stasioner pada level atau terintegrasi pada derajat nol ($I(0)$). Uji kointegrasi tidak dilakukan pada harga GKG petani dan harga GKG penggilingan karena pada uji kausalitas Granger kedua deret waktu tersebut tidak saling berhubungan. Hasil lebih lengkapnya terlampir pada Lampiran 16-21.

Tabel 4.5. Uji ADF pada ECT

ECT	Nilai statistik ADF	p-value	Keterangan
Harga GKG petani dan penggilingan	-4.389824	0,0021	Stasioner
Harga GKG penggilingan dan grosir	-4,514246	0,0004	Stasioner
Harga grosir dan eceran beras	-2,556105	0,1062	Tidak stasioner

ECT pada harga GKG di petani dan harga GKG di penggilingan didapatkan dari persamaan berikut ini

$$ECT_t = GKG_t - \beta_0 - \beta_1 GKGG_t$$

keterangan:

GKG : harga GKG di petani (rupiah)

$GKGG$: harga GKG di penggilingan (rupiah)

ECT : nilai galat ketidakseimbangan antara harga GKG di petani dan harga GKG di penggilingan

dan diperoleh model sebagai berikut:

$$\begin{aligned} GKG_t &= -29652070 + 123447,4GKGG_t + ECT_t \\ ECT_t &= GKG_t + 29652070 - 123447,4GKGG_t \end{aligned} \quad (4.7)$$

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

$$H_1: \gamma < 0 \text{ (ECT stasioner)}$$

Nilai p-value yang dihasilkan untuk ECT pada harga GKG di petani dan harga GKG di penggilingan kurang dari nilai $\alpha = 5\%$ sehingga hipotesis nol ditolak. Hal ini menunjukkan bahwa ECT stasioner pada level sehingga dapat diketahui bahwa terdapat hubungan kointegrasi pada deret waktu harga GKG di petani dan di penggilingan

ECT pada harga GKG di penggilingan dan harga grosir beras didapatkan dari persamaan berikut ini

$$ECT_t = whole_t - \beta_0 - \beta_1 GKG_t$$

keterangan:

GKGG : harga GKG di penggilingan (rupiah)

whole : harga grosir beras (rupiah)

ECT : nilai galat ketidakseimbangan antara harga GKG di penggilingan dan harga grosir beras

dan diperoleh hasil pendugaan sebagai berikut:

$$\begin{aligned} whole_t &= -2034286 + 9343,467GKGG_t + ECT_t \\ ECT_t &= whole_t + 2034286 - 9343,467GKGG_t \end{aligned} \quad (4.8)$$

Berdasarkan Tabel 4.5 dapat diketahui bahwa nilai *p-value* yang dihasilkan untuk ECT pada harga GKG di penggilingan dan harga grosir beras kurang dari nilai $\alpha = 5\%$ sehingga hipotesis nol ditolak. Hal ini menunjukkan bahwa ECT stasioner pada tingkat level sehingga dapat diketahui bahwa terdapat hubungan kointegrasi pada deret waktu harga GKG di penggilingan dan harga grosir beras.

ECT pada harga grosir dan eceran beras didapatkan dari persamaan berikut ini

$$ECT_t = whole_t - \beta_0 - \beta_1 ret_t$$

keterangan:

whole : harga grosir beras (rupiah)

ret : harga eceran beras (rupiah)

ECT : nilai galat ketidakseimbangan antara harga grosir dan eceran beras

dan diperoleh hasil pendugaan sebagai berikut:

$$\begin{aligned} whole_t &= -26943615 + 4617191ret_t + ECT_t \\ ECT_t &= whole_t + 26943615 - 4617191ret_t \end{aligned} \quad (4.9)$$

Nilai *p-value* yang dihasilkan untuk ECT pada harga grosir dan eceran beras lebih dari nilai $\alpha = 5\%$ sehingga hipotesis nol diterima. Hal ini menunjukkan bahwa ECT tidak stasioner pada level sehingga dapat diketahui bahwa tidak terdapat hubungan kointegrasi pada deret waktu harga grosir dan harga eceran beras di Indonesia. Oleh karena

itu, untuk harga grosir dan eceran beras tidak dilakukan analisis lebih lanjut. Dengan tidak adanya hubungan kointegrasi antara harga grosir dan harga eceran beras maka dapat digunakan model ARIMAX.

4.6. Pendugaan Parameter von Cramon-Taubadel and Loy ECM

Pendugaan parameter von Cramon-Taubadel and Loy ECM ialah salah satu pendugaan ECM yang mempertimbangkan adanya efek asimetri. Maksud dari efek asimetri ialah adanya perbedaan respon antara kenaikan dan penurunan harga pada suatu level terhadap harga pada level lainnya. Persamaan yang digunakan ialah seperti pada persamaan (2.27) namun dengan menggunakan banyak lag sesuai hasil pada pemilihan orde lag sebelumnya pada sub-bab 4.1. Hasil lebih lengkapnya terlampir pada Lampiran 22-23.

1. Harga GKG di Petani dan Harga GKG di Penggilingan

Pada persamaan pertama ini digunakan lag 0 dan lag -12 sesuai seperti hasil pada pemilihan orde lag pada sub bab 4.1, sehingga persamaannya menjadi

$$\nabla GKG_t = \beta_0 + \beta_{11}^+ \nabla GKG_t^+ + \beta_{11}^- \nabla GKG_t^- + \beta_2^+ ECT_{t-1}^+ + \beta_2^- ECT_{t-1}^- + e_{1t}$$

Selanjutnya dilakukan pendugaan parameter dengan Metode Kuadrat Terkecil (MKT) dan didapatkan hasil seperti pada Tabel 4.6.

Tabel 4.6. Pendugaan Parameter von Cramon-Taubadel and Loy ECM Harga GKG di Petani dan Harga GKG di Penggilingan

Parameter	Koefisien	p-value	Keterangan
β_0	-97502,03	0,0551	Signifikan
β_{11}^+	121900,5	0,0000	Signifikan
β_{11}^-	110136,8	0,0000	Signifikan
β_{12}^+	14892,93	0,0587	Signifikan
β_{12}^-	-5344,743	0,5212	Tidak Signifikan
β_2^+	-0,038590	0,7935	Tidak Signifikan
β_2^-	-0,671178	0,000	Signifikan

Berdasarkan Tabel 4.6 maka didapatkan model sebagai berikut

$$\begin{aligned} \nabla GKG_t = & -97502,03 + 121900,5 \nabla GKG_t^+ + 110136,8 \nabla GKG_t^- \\ & + 14892,93 \nabla GKG_{t-12}^+ - 5344,743 \nabla GKG_{t-12}^- \\ & - 0,038590 ECT_{t-1}^+ - 0,671178 ECT_{t-1}^- + e_{1t} \end{aligned} \quad (4.10)$$

Nilai R^2 yang dihasilkan untuk model ini ialah 93,1706%. Hasil pendugaan ini perlu diuji signifikansi koefisiennya. Pengujian signifikansi koefisien dapat dilakukan dengan dua cara, yaitu dengan menggunakan uji simultan dan uji parsial.

Uji simultan dilakukan untuk mengetahui apakah semua peubah penjelas bersama-sama mempengaruhi peubah respon (harga GKG di petani). Hipotesisnya ialah

$$H_0: \beta_{11}^+ = \beta_{11}^- = \beta_{12}^+ = \beta_{12}^- = \beta_2^+ = \beta_2^- = 0 \quad vs$$

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

Tabel 4.7. Uji Simultan Harga GKG di Petani dan Harga GKG di Penggilingan

Statistik F	p-value	Keterangan
152,3419	0,0000	Signifikan

Tabel 4.7. menunjukkan bahwa nilai p-value yang dihasilkan kurang dari nilai $\alpha = 5\%$ sehingga hipotesis nol ditolak, sehingga diketahui bahwa terdapat paling tidak satu di antara semua peubah penjelas yang mempengaruhi peubah respon harga GKG di petani.

Uji parsial dilakukan untuk mengetahui apakah masing-masing peubah penjelas berpengaruh terhadap peubah respon. Hasil dari uji ini ialah seperti pada Tabel 4.6. Hanya variabel perubahan penurunan harga GKG di penggilingan pada waktu ke t-12 dan ECT^+ pada waktu t-1 yang tidak signifikan maka penurunan pada harga GKG di petani pada waktu t-12 dan ketika penyimpangan harga berada di atas garis keseimbangan tidak mempengaruhi harga GKG di petani. Penyimpangan harga berada di atas garis keseimbangan (ECT^+) maksudnya, yaitu ketika penurunan harga pada harga GKG di penggilingan tidak diikuti penurunan harga GKG di petani sedangkan penyimpangan harga berada di bawah garis keseimbangan (ECT^-) maksudnya, yaitu ketika kenaikan harga pada harga GKG di penggilingan tidak diikuti kenaikan harga GKG di petani.

ECT^+ dan ECT^- yang bernilai negatif menunjukkan bahwa penyimpangan yang terjadi ketika penurunan dan kenaikan harga GKG di petani tidak diikuti dengan kenaikan dan penurunan harga GKG di penggilingan akan ikut menyesuaikan naik dan turun pada suatu waktu. Apabila dilihat besar nilai koefisiennya, yaitu ECT^+

sebesar 0,038590 dan ECT^- sebesar 0,671178, maka dapat diketahui bahwa kenaikan harga lebih cepat direspon dibandingkan ketika terjadi penurunan harga. Hal ini bersesuaian dengan yang ditunjukkan pada plot pada Gambar 4.5.

Selanjutnya dapat diinterpretasikan bahwa setiap kenaikan 1 rupiah perubahan kenaikan harga GKG di penggilingan pada waktu t dapat menaikkan harga GKG di petani pada waktu t sebesar 121900,5 rupiah. Setiap kenaikan 1 rupiah perubahan penurunan harga GKG di penggilingan pada waktu t dapat menaikkan harga GKG di petani pada waktu t sebesar 110136,8 rupiah. Setiap kenaikan 1 rupiah perubahan kenaikan harga GKG di penggilingan pada waktu $t-12$ dapat menaikkan harga GKG di petani pada waktu t sebesar 14892,93 rupiah. Setiap kenaikan 1 rupiah perubahan penurunan harga GKG di penggilingan pada waktu $t-12$ dapat menurunkan harga GKG di petani pada waktu t sebesar 5344,743 rupiah. Setiap 1 rupiah kenaikan penyimpangan harga ketika penurunan harga GKG di penggilingan tidak diikuti penurunan harga GKG di penggilingan pada waktu $t-1$ dapat menurunkan harga GKG di petani pada waktu t sebesar 0,038590 rupiah. Setiap 1 rupiah kenaikan penyimpangan harga ketika kenaikan harga GKG di penggilingan tidak diikuti kenaikan harga GKG di penggilingan pada waktu $t-1$ dapat menurunkan harga GKG di petani pada waktu t sebesar 0,671178 rupiah.

Apabila ingin dilakukan peramalan dengan menggunakan model ini, misal untuk meramalkan harga GKG di petani pada bulan Februari 2018, maka diperlukan nilai perubahan (kenaikan dan penurunan) harga GKG di penggilingan pada bulan Februari 2018, nilai perubahan (kenaikan dan penurunan) harga GKG di penggilingan pada bulan Februari 2017, dan nilai penyimpangan harga ketika penurunan atau kenaikan harga GKG di penggilingan tidak diikuti penurunan atau kenaikan harga grosir beras (ECT^+ dan ECT^-) pada bulan Januari 2018 pada bulan Januari 2018. Nilai prediktor yang belum diketahui, seperti nilai perubahan (kenaikan dan penurunan) harga GKG di penggilingan pada bulan Februari 2018, perlu diramalkan terlebih dahulu secara univariat, salah satunya dengan model ARIMA. Setelah itu, hasil ramalan tersebut dapat digunakan untuk meramalkan harga GKG di petani pada bulan Februari 2018. Namun jika nilai perubahan (kenaikan dan penurunan) harga GKG di penggilingan pada bulan Februari 2018 tidak signifikan maka tidak

perlu terlebih dahulu melakukan peramalan secara univariat untuk prediktor tersebut.

2. Harga GKG Penggilingan dan Harga Grosir Beras

Pada persamaan kedua digunakan lag 0, -1 dan -12 sesuai seperti hasil pada pemilihan orde lag sebelumnya, yaitu pada subbab 4.3, sehingga persamaannya menjadi

$$\begin{aligned} \nabla whole_t = & \beta_0 + \beta_{11}^+ \nabla GKG G_t^+ + \beta_{11}^- \nabla GKG G_t^- + \beta_{12}^+ \nabla GKG G_{t-1}^+ \\ & + \beta_{12}^- \nabla GKG G_{t-1}^- + \beta_{12}^+ \nabla GKG G_{t-12}^+ + \beta_{12}^- \nabla GKG G_{t-12}^- \\ & + \beta_2^+ ECT_{t-1}^+ + \beta_2^- ECT_{t-1}^- + e_{2t} \end{aligned}$$

Dengan menggunakan Metode Kuadrat Terkecil didapatkan model sebagai berikut

$$\begin{aligned} \nabla whole_t = & 14167,04 + 2522,267 \nabla GKG G_t^+ + 1416,755 \nabla GKG G_t^- \\ & - 90,44978 \nabla GKG G_{t-1}^+ + 1209,615 \nabla GKG G_{t-1}^- \\ & - 763,3365 \nabla GKG G_{t-12}^+ + 1568,388 \nabla GKG G_{t-12}^- \\ & - 0,163636 ECT_{t-1}^+ - 0,059648 ECT_{t-1}^- + e_{2t} \end{aligned} \quad (4.11)$$

Tabel 4.8. Pendugaan Parameter von Cramon-Taubadel and Loy ECM Harga GKG di Penggilingan dan Harga Grosir Beras

Parameter	Koefisien	p-value	Keterangan
β_0	14167,04	0,0008	Signifikan
β_{11}^+	2522,267	0,0000	Signifikan
β_{11}^-	1416,755	0,0125	Signifikan
β_{12}^+	-90,44978	0,8776	Tidak signifikan
β_{12}^-	1209,615	0,0254	Signifikan
β_{13}^+	-763,3365	0,1313	Tidak signifikan
β_{13}^-	1568,388	0,0059	Signifikan
β_2^+	-0,163636	0,0326	Signifikan
β_2^-	-0,059648	0,2284	Tidak signifikan

Nilai R^2 yang dihasilkan untuk model ini ialah 61,1443%. Hasil pendugaan ini kemudian diuji signifikansi koefisiennya. Pengujian signifikansi koefisien dilakukan dengan dua cara, yaitu dengan menggunakan uji simultan dan uji parsial.

Uji simultan dilakukan untuk mengetahui apakah semua peubah penjelas bersama-sama mempengaruhi peubah respon (harga gabah di penggilingan). Hipotesisnya ialah

$$H_0: \beta_{11}^+ = \beta_{11}^- = \beta_{12}^+ = \beta_{12}^- = \beta_2^+ = \beta_2^- = 0 \text{ vs}$$

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

Tabel 4.9. Uji Simultan Harga GKG di Penggilingan dan Harga Grosir Beras

Statistik F	p-value	Keterangan
12,78572	0,0000	Signifikan

Tabel 4.9. menunjukkan bahwa nilai *p-value* yang dihasilkan kurang dari nilai $\alpha = 5\%$ sehingga hipotesis nol ditolak, sehingga diketahui bahwa terdapat paling tidak satu di antara semua peubah penjelas yang mempengaruhi peubah respon harga grosir beras.

Uji parsial dilakukan untuk mengetahui apakah masing-masing peubah penjelas berpengaruh terhadap peubah respon. Hasil dari uji ini ialah seperti pada Tabel 4.8. Hanya peubah perubahan kenaikan harga GKG di penggilingan pada waktu t-1 dan t-12, dan ECT^- yang tidak signifikan maka kenaikan harga GKG penggilingan pada waktu t-1 dan t-12 dan ketika penyimpangan harga berada di bawah garis keseimbangan tidak mempengaruhi harga grosir beras.

ECT^+ dan ECT^- yang bernilai negatif menunjukkan bahwa penyimpangan yang terjadi ketika penurunan dan kenaikan harga GKG di petani tidak diikuti dengan kenaikan dan penurunan harga GKG di penggilingan akan ikut menyesuaikan naik dan turun pada suatu waktu. Apabila dilihat besar nilai koefisiennya, yaitu ECT^+ sebesar 0,163636 dan ECT^- sebesar 0,059648 maka dapat diketahui bahwa penurunan harga lebih cepat direspon dibandingkan ketika terjadi kenaikan harga. Hal ini bersesuaian dengan yang ditunjukkan pada plot pada Gambar 4.6.

Selanjutnya dapat diinterpretasikan bahwa setiap kenaikan 1 rupiah perubahan kenaikan harga GKG di penggilingan pada waktu t dapat menaikkan harga grosir beras pada waktu t sebesar 2522,267 rupiah. Setiap kenaikan 1 rupiah perubahan penurunan harga GKG di penggilingan pada waktu t dapat menaikkan harga grosir beras pada waktu t sebesar 1416,755 rupiah. Setiap kenaikan 1 rupiah perubahan kenaikan harga GKG di penggilingan pada waktu t-1 dapat menurunkan harga grosir beras pada waktu t sebesar 90,45 rupiah. Setiap kenaikan 1 rupiah perubahan penurunan harga GKG di penggilingan pada waktu t-1 dapat menaikkan harga grosir beras pada

waktu t sebesar 1209,615 rupiah. Setiap kenaikan 1 rupiah perubahan kenaikan harga GKG di penggilingan pada waktu $t-12$ dapat menurunkan harga grosir beras pada waktu t sebesar 763,3365 rupiah. Setiap kenaikan 1 rupiah perubahan penurunan harga GKG di penggilingan pada waktu $t-12$ dapat menaikkan harga grosir beras pada waktu t sebesar 1568,388 rupiah. Setiap 1 rupiah kenaikan penyimpangan harga ketika penurunan harga GKG di penggilingan tidak diikuti penurunan harga grosir beras pada waktu $t-1$ dapat menurunkan harga grosir pada waktu t sebesar 0,16 rupiah. Setiap 1 rupiah kenaikan penyimpangan harga ketika penurunan harga GKG di penggilingan tidak diikuti penurunan harga grosir beras pada waktu $t-1$ dapat menurunkan harga grosir pada waktu t sebesar 0,059648 rupiah.

Apabila ingin dilakukan peramalan dengan menggunakan model ini, misal untuk meramalkan harga grosir beras pada bulan Februari 2018, maka diperlukan nilai perubahan (kenaikan dan penurunan) harga GKG di penggilingan pada bulan Februari 2018, nilai perubahan (kenaikan dan penurunan) harga GKG di penggilingan pada bulan Januari 2018, nilai perubahan (kenaikan dan penurunan) harga GKG di penggilingan pada bulan Februari 2017, dan nilai penyimpangan harga ketika penurunan atau kenaikan harga GKG di penggilingan tidak diikuti penurunan atau kenaikan harga grosir beras (ECT^+ dan ECT^-) pada bulan Januari 2018. Nilai prediktor yang belum diketahui, seperti nilai perubahan (kenaikan dan penurunan) harga GKG di penggilingan pada bulan Februari 2018, perlu diramalkan terlebih dahulu secara univariat, salah satunya dengan model ARIMA. Setelah itu, hasil ramalan tersebut dapat digunakan untuk meramalkan harga grosir beras pada bulan Februari 2018. Namun jika nilai perubahan (kenaikan dan penurunan) harga GKG di penggilingan pada bulan Februari 2018 tidak signifikan maka tidak perlu terlebih dahulu melakukan peramalan secara univariat untuk prediktor tersebut.

4.7. Uji Asimetri

Ada tidaknya efek asimetri dapat diketahui secara statistik dengan uji F. Hasil lebih lengkapnya terlampir pada Lampiran 24-25.

1. Harga GKG di Petani dan Harga GKG di Penggilingan

Pada data satu ini, adanya efek asimetri dapat diketahui dengan menguji $\beta_{11}^+ \neq \beta_{11}^-$, $\beta_{12}^+ \neq \beta_{12}^-$ dan $\beta_2^+ \neq \beta_2^-$. Efek asimetri jangka

pendek terjadi ketika $\beta_{11}^+ \neq \beta_{11}^-$ dan atau $\beta_{12}^+ \neq \beta_{12}^-$ dan asimetri jangka panjang terjadi apabila $\beta_2^+ \neq \beta_2^-$.

Tabel 4.10. Uji Asimetri Harga GKG di Petani dan Harga GKG di Penggilingan

No.	Hipotesis nol	Statistik F	p -value	Keterangan
1.	$\beta_{11}^+ = \beta_{11}^-$	0,960289	0,3306	Tidak signifikan
2.	$\beta_{12}^+ = \beta_{12}^-$	2,527107	0,1166	Tidak signifikan
3.	$\beta_2^+ = \beta_2^-$	9,349132	0,0032	Signifikan

Berdasarkan Tabel 4.10. dapat diketahui bahwa dihasilkan hasil yang tidak signifikan pada hipotesis nol pertama dan kedua, yaitu tidak ada perbedaan respon antara *shock* positif dan *shock* negatif pada harga gabah di penggilingan sehingga dapat disimpulkan bahwa hubungan antara harga gabah di petani dan di penggilingan ialah simetris. Sementara itu dihasilkan hasil yang signifikan pada hipotesis nol ketiga, yaitu terdapat perbedaan respon pada penyimpangan akibat kenaikan harga dan penyimpangan akibat penurunan harga sehingga dapat disimpulkan bahwa terdapat efek asimetri pada jangka panjang pada harga GKG petani dan harga GKG penggilingan. Adanya efek asimetri pada jangka panjang dapat disebabkan karena adanya kekuatan pasar (*market power*). Dalam hal ini terdapat kemungkinan pedagang perantara tidak menjualkan semua stok gabah kering gilingnya pada pihak penggilingan (menyimpan sebagian stoknya) sehingga di sini pedagang perantara dapat mengendalikan besarnya *supply*.

2. Harga GKG Penggilingan dan Harga Grosir Beras

Adanya efek asimetri dapat diketahui dengan menguji $\beta_{11}^+ \neq \beta_{11}^-$, $\beta_{12}^+ \neq \beta_{12}^-$, $\beta_{13}^+ \neq \beta_{13}^-$, dan $\beta_2^+ \neq \beta_2^-$. Efek asimetri jangka pendek terjadi ketika $\beta_{11}^+ \neq \beta_{11}^-$ dan atau $\beta_{12}^+ \neq \beta_{12}^-$ dan asimetri jangka panjang terjadi apabila $\beta_2^+ \neq \beta_2^-$.

Tabel 4.11. Uji Asimetri Harga GKG Penggilingan dan Harga Grosir Beras

No.	Hipotesis nol	Statistik F	p -value	Keterangan
1.	$\beta_{11}^+ = \beta_{11}^-$	1,947343	0,1676	Tidak signifikan
2.	$\beta_{12}^+ = \beta_{12}^-$	2,430126	0,1239	Tidak signifikan

3.	$\beta_{13}^+ = \beta_{13}^-$	7,869968	0,0066	Signifikan
4.	$\beta_2^+ = \beta_2^-$	1,043014	0,3109	Tidak signifikan

Berdasarkan Tabel 4.11 dapat diketahui bahwa secara statistik $\beta_{11}^+ = \beta_{11}^-$ dan $\beta_{12}^+ = \beta_{12}^-$, yaitu tidak ada perbedaan respon antara shock positif dan shock negatif pada harga gabah kering giling di penggilingan pada waktu t dan t-1. Selanjutnya diketahui pula bahwa $\beta_{13}^+ \neq \beta_{13}^-$, yaitu terdapat perbedaan respon antara *shock* positif dan *shock* negatif pada harga gabah kering giling di penggilingan pada waktu t-12. Hal ini menunjukkan adanya efek asimetri pada jangka pendek, yaitu pada waktu t-12. Menurut McCorriston *et al.* dalam Yustiningsih (2012), adanya efek asimetri pada jangka pendek dapat disebabkan oleh faktor *adjustment cost*. Terakhir, dapat diketahui bahwa $\beta_2^+ = \beta_2^-$, yaitu tidak terdapat perbedaan respon antara penyimpangan akibat kenaikan harga dan penyimpangan akibat penurunan harga sehingga dapat disimpulkan bahwa tidak terdapat efek asimetri pada jangka panjang.

4.8. Diagnostik Model

Selanjutnya dilakukan diagnostik model untuk mengetahui apakah model telah layak untuk digunakan. Model yang layak ialah yang memenuhi tiga asumsi, yaitu non-autokorelasi sisaan, normalitas sisaan, dan homogenitas ragam sisaan.

4.8.1. Uji Non-Autokorelasi Sisaan

Non-autokorelasi sisaan artinya ialah sisaan yang saling bebas atau dengan kata lain sisaan yang satu tidak mempengaruhi sisaan yang lainnya. Pengujian asumsi ini dapat dilakukan dengan uji L-jung Box dengan hipotesis

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

$$H_1: \text{paling tidak terdapat satu } \rho_k \neq 0, k = 1, 2, \dots, K$$

K ialah lag maksimum yang digunakan. Hasil lebih lengkapnya terlampir pada Lampiran 26-27.

Tabel 4.12. Uji Non-Autokorelasi Sisaan Harga GKG di Petani dan Harga GKG di Penggilingan

Lag	Statistik Q	p-value	Keterangan
12	20,175	0,064	Tidak Signifikan
24	24,772	0,223	Tidak Signifikan

36	26,664	0,871	Tidak Signifikan
48	29,126	0,986	Tidak Signifikan

Menurut hasil pada Tabel 4.12, dengan menggunakan taraf nyata sebesar 10% dapat diketahui bahwa tidak terjadi autokorelasi pada sisaan harga GKG petani dan penggilingan sampai dengan lag 48 (untuk hasil lebih lengkapnya dapat dilihat pada Lampiran 26). Oleh karena itu dapat disimpulkan bahwa tidak terjadi autokorelasi sisaan pada harga GKG di petani dan harga GKG di penggilingan.

Tabel 4.13. Uji Non-Autokorelasi Sisaan Harga GKG di Penggilingan dan Harga Grosir Beras

Lag	Statistik Q	p-value	Keterangan
12	15,347	0,223	Tidak Signifikan
24	19,613	0,719	Tidak Signifikan
36	29,464	0,771	Tidak Signifikan
48	36,618	0,885	Tidak Signifikan

Dengan menggunakan taraf nyata sebesar 5% dapat diketahui bahwa tidak terjadi autokorelasi pada sisaan harga GKG penggilingan dan grosir sampai dengan lag 48 (untuk hasil lebih lengkapnya dapat dilihat pada Lampiran 27). Oleh karena itu dapat disimpulkan bahwa tidak terjadi autokorelasi sisaan pada harga GKG penggilingan dan harga grosir beras.

4.8.2. Uji Normalitas Sisaan

Uji normalitas sisaan ini dilakukan dengan menggunakan uji *Shapiro-Wilk* dengan hipotesis

$$H_0: e_t \sim N(0, \sigma_e^2) \text{ vs}$$

$$H_1: e_t \text{ tidak berdistribusi normal}$$

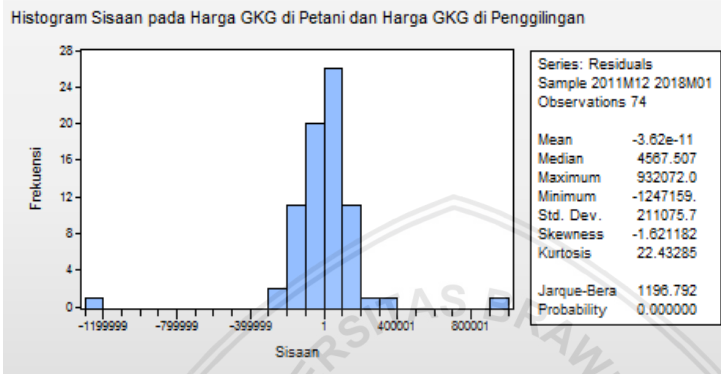
Tabel 4.14. Uji Normalitas Sisaan

Sisaan	p-value	Keterangan
Harga GKG petani dan penggilingan	0,0000	Signifikan
Harga GKG penggilingan dan grosir	0,3686	Tidak Signifikan

Hasil lebih lengkapnya terlampir pada Lampiran 28. Nilai p-value yang diperoleh pada sisaan harga GKG petani dan penggilingan kurang dari $\alpha = 5\%$ maka hipotesis nol ditolak. Maka dari itu dapat

disimpulkan bahwa sisaan pada harga GKG di petani dan harga GKG di penggilingan tidak berdistribusi normal.

Nilai *p-value* yang diperoleh pada sisaan harga GKG penggilingan dan grosir lebih dari $\alpha = 5\%$ maka hipotesis nol diterima. Maka dari itu dapat disimpulkan bahwa sisaan pada harga GKG penggilingan dan harga grosir beras berdistribusi normal.



Gambar 4.15. Histogram Sisaan Harga GKG di Petani dan Harga GKG di Penggilingan

Dengan melihat Gambar 4.15 dapat diketahui bahwa penyebab sisaan pada harga GKG petani dan harga GKG penggilingan tidak berdistribusi normal ialah adanya pencilan. Oleh karena itu diperlukan model yang dapat mengakomodasi adanya pencilan sehingga diperoleh model yang lebih baik.

4.8.3. Uji Kehomogenan Ragam Sisaan

Asumsi selanjutnya yang harus terpenuhi ialah kehomogenan ragam sisaan, maksudnya ragam dari sisaan itu harus konstan. Pengujian asumsi ini dapat dilakukan dengan uji Breusch-Pagan-Godfrey dengan hipotesis

$$H_0: a_2 = a_3 = \dots = a_m = 0 \text{ vs}$$

$$H_1: \text{paling tidak terdapat satu } a_i \neq 0, i = 2, \dots, m$$

$$e_t^2 = a_1 + a_2 X_{2t} + \dots + a_m X_{mt}$$

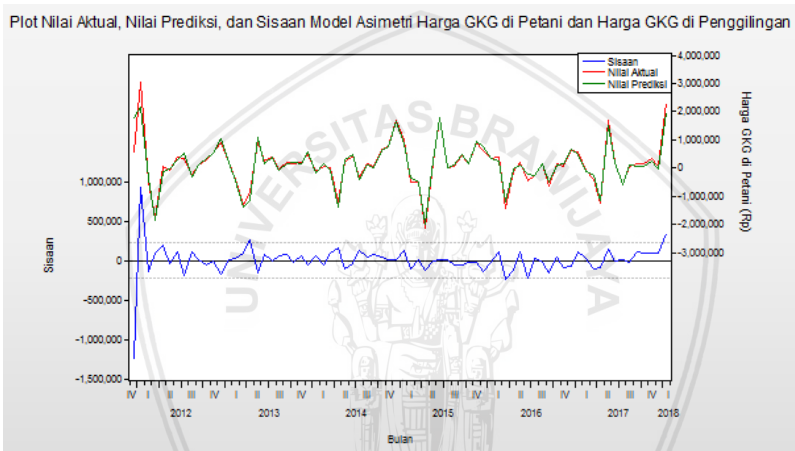
dengan m ialah banyak variabel penjelas (X).

Tabel 4.15. Uji Homogenitas Ragam Sisaan

Sisaan	p-value	Keterangan
Harga GKG petani dan penggilingan	0,0000	Signifikan
Harga GKG penggilingan dan grosir	0,0109	Signifikan

Berdasarkan Tabel 4.15. diperoleh hasil yang signifikan untuk kedua sisaan sehingga dapat diketahui bahwa ragam sisaan harga GKG di petani dan harga GKG di penggilingan dan dan ragam sisaan harga GKG penggilingan dan harga grosir beras tidak homogen. Hasil lebih lengkapnya terlampir pada Lampiran 29-30.

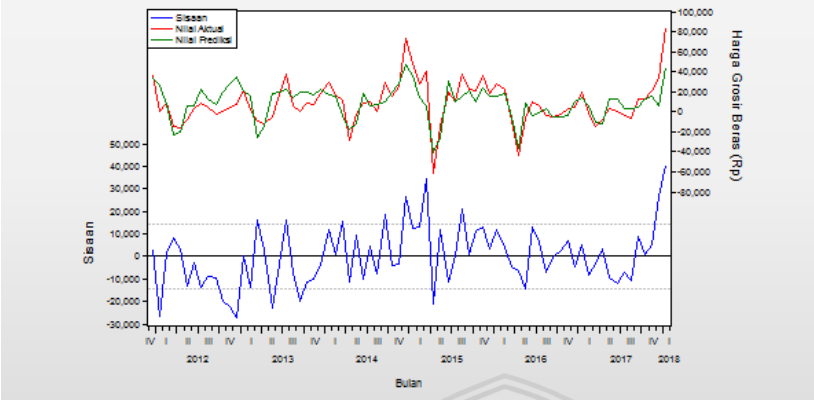
Plot sisaan dapat digunakan untuk mengetahui penyebab ragam sisaan tidak homogen.



Gambar 4.16. Plot Nilai Aktual, Nilai Hasil Prediksi, dan Sisaan Harga GKG di Petani dan Harga GKG di Penggilingan

Berdasarkan Gambar 4.16 dapat diketahui bahwa terdapat nilai sisaan yang tinggi dibandingkan sisaan lainnya. Hal ini mengindikasikan adanya pencilan dan hal ini sesuai dengan penjelasan untuk gambar 4.15.

Plot Nilai Aktual, Nilai Prediksi, dan Sisaan Model Asimetri Harga GKG di Penggilingan dan Harga Grosir



Gambar 4.17. Plot Nilai Aktual, Nilai Hasil Prediksi, dan Sisaan Harga GKG di Penggilingan dan Harga Grosir Beras

Hasil diagnostik model pada harga GKG penggilingan dan harga grosir beras menunjukkan bahwa sisaan saling bebas dan berdistribusi normal, namun tidak memiliki ragam yang homogen. Dengan melihat Gambar 4.17 dapat diketahui bahwa ragam sisaan benar tidak homogen, beberapa sisaan memiliki nilai yang besar daripada nilai sisaan lainnya. Maka dari itu dapat digunakan model yang memodelkan ragam sehingga dapat diperoleh model yang lebih baik.

BAB V PENUTUP

5.1. Kesimpulan

Kesimpulan yang diperoleh dari hasil dan pembahasan penelitian ini ialah

1. Model ECM asimetri von Cramon-Taubadel *and* Loy yang terbentuk untuk harga GKG di petani dan harga GKG di penggilingan, yaitu

$$\begin{aligned} \nabla GKG_t = & -97502,03 + 121900,5\nabla GKG_t^+ \\ & + 110136,8\nabla GKG_t^- + 14892,93\nabla GKG_{t-12}^+ \\ & - 5344,743\nabla GKG_{t-12}^- - 0,038590ECT_{t-1}^+ \\ & - 0,671178ECT_{t-1}^- + e_{1t} \end{aligned}$$

Hanya variabel perubahan penurunan harga GKG di penggilingan pada periode ke t-12 dan ECT^+ pada periode t-1 yang tidak signifikan. Pada model ini diperoleh R^2 sebesar 93,1706%. Terdapat efek asimetri pada jangka panjang. Asimetri dalam jangka panjang dapat disebabkan oleh adanya faktor kekuatan pasar (*market power*).

2. Model ECM asimetri von Cramon-Taubadel *and* Loy yang terbentuk untuk harga GKG di penggilingan dan harga grosir beras, yaitu

$$\begin{aligned} \nabla whole_t = & 14167,04 + 2522,267\nabla GKG_t^+ + 1416,755\nabla GKG_t^- \\ & - 90,44978\nabla GKG_{t-1}^+ + 1209,615\nabla GKG_{t-1}^- \\ & - 763,3365\nabla GKG_{t-12}^+ + 1568,388\nabla GKG_{t-12}^- \\ & - 0,163636ECT_{t-1}^+ - 0,059648ECT_{t-1}^- + e_{2t} \end{aligned}$$

Hanya peubah perubahan kenaikan harga GKG di penggilingan pada waktu t-1 dan t-12, dan ECT^- yang tidak signifikan. Pada model ini diperoleh R^2 sebesar 61,1443%. Efek asimetri terjadi pada jangka pendek, yaitu pada waktu t-1 dan t-12. Efek asimetri jangka pendek dapat disebabkan oleh faktor *adjustment cost*.

3. Model ECM asimetri von Cramon-Taubadel *and* Loy untuk harga grosir dan eceran beras tidak dapat terbentuk karena harga grosir beras dan harga eceran beras tidak berkointegrasi. Maka dari itu dapat digunakan model ARIMAX untuk kedua deret waktu ini.

5.2. Saran

Saran yang dapat diberikan oleh penulis ialah dalam penelitian selanjutnya dapat digunakan model yang dapat menangani heterogenitas ragam dan mengakomodasi adanya pencilaan sehingga didapatkan model yang lebih baik, sedangkan untuk dua variabel yang tidak berkointegrasi dapat digunakan model ARIMAX. Apabila prediktor pada waktu t yang digunakan pada model von Cramon-Taubadel *and* Loy ECM tidak signifikan maka peramalan dapat langsung dilakukan tanpa terlebih dahulu meramalkan variabel prediktornya secara univariat.



DAFTAR PUSTAKA

- Acquah, H. 2010. On the Sequence of Model Complexity in the Power of the Test for Asymmetry. *American-Eurasian J. Agric. & Environ. Sci.*, Vol. 7(4), pp. 447-451, 2010.
- Acquah, H. dan S. K. N. Dadzie. 2010. An Application of the von Cramon-Taubadel and Loy Error Correction Models in Analyzing Asymmetric Adjustment between Retail and Wholesale Maize Prices in Ghana. *Journal of Development and Agricultural Economics* Vol. 2(4), pp. 100-106, April 2010.
- Cramon-Taubadel, von S. dan J. Meyer. 2001. Asymmetric Price Transmission: Fact or Artefact?. *Paper prepared for the 71th EAAE Seminar "The food consumer in the early 21st century" in Zaragoza, Spain, 19-20 April 2001.*
- Cramon-Taubadel, von S. dan J. Meyer. 2001. Asymmetric Price Transmission: A Survey. *Paper prepared for presentation at the Xth EAAE Congress 'Exploring Diversity in the European Agri-Food System', Zaragoza (Spain), 28-31 August 2002.*
- Cryer, J. D. dan K. Chan. 2008. *Time Series Analysis with Applications in R (Second edition)*. New York: Springer.
- Enders, W. 2015. *Applied Econometric Time Series (Fourth Edition)*. United States of America: John Wiley & Sons Inc.
- Engle, R. F. dan C. W. J. Granger. 1987. Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, Vol. 55(2), pp. 251-276, March 1987.
- Indrayani, R. 2008. Analisis Pola Kemitraan dalam Pengadaan Beras Pandanwangi Bersertifikat (Kasus Gapoktan Citra Sawargi dan CV Quasindo). *Tesis*. Institut Pertanian Bogor.
- Gujarati, D. N. 2003. *Basic Econometrics (Fourth Edition)*. New York: McGraw-Hill Inc.
- Gujarati, D. N. dan D. C. Porter. 2010. *Dasar-Dasar Ekonometrika (Buku 1, edisi 5)*. Jakarta: Salemba Empat.

- Nainggolan, S. R. M. 2013. Uji Kinerja Alat Pengering Tipe Batch Dryer untuk Pengeringan Gabah dengan Menggunakan Bahan Bakar Sekam Padi. *Skripsi*. Universitas Lampung.
- Razali, N. M. dan Y. B. Wah. 2011. Power Comparison of Shapiro-Wilk, Kolmogorov-Smirnov, Lilliefors, and Anderson-Darling Tests. *Journal of Statistical Modeling and Analytics*, Vol. 2(1), pp. 21-33, 2011.
- Powell, J. L. *Models, Testing, and Correction of Heteroskedasticity*. <https://eml.berkeley.edu/~powell/e240b_sp06/hetnotes.pdf>. 18 Januari 2018.
- Purwoto, A. 2007. *Panduan Laboratorium Statistik Inferensial*. Jakarta: Grasindo.
- Ramanathan, R. 1995. *Introductory Econometrics with Applications (Third Edition)*. Florida: Harcourt Brace & Company.
- Sapkota, P., et al. 2015. Price Transmission Relationships among the Seafood Value Chain in Bangladesh: Aquaculture and capture fisheries. *Journal Aquaculture Economics and Management*, Vol. 19(1), pp. 82-103.
- Shapiro, S. S. dan M. B. Wilk. 1965. An Analysis of Variance Test for Normality (Complete Samples). *Biometrika*, Vol. 52(3/4), pp. 591-611, December 1965.
- Shewart, W. A. dan S. S. Wilks. 2004. *Applied Econometric Time Series (Second edition)*. United States of America: John Wiley & Sons inc.
- Sholikhah, A. A. 2017. Pengembangan Model Koreksi Kesalahan (ECM) Manning untuk Kasus Harga *Crude Palm Oil* terhadap Harga Minyak Goreng Sawit Curah di Indonesia. *Skripsi*. Universitas Brawijaya.
- Thomas, R. L. 1997. *Modern Econometrics an Introduction*. England: Addison Wesley Longman.
- Wooldridge, J. M. 2013. *Introductory Econometrics A Modern Approach (Fifth edition)*. Canada: South Western, Cengage Learning.

Yustiningsih, F. 2012. Analisa Integrasi Pasar dan Transmisi Harga Beras Petani-Konsumen di Indonesia. *Tesis*. Universitas Indonesia.



