

**ANALISIS *SUPPLY RESPONSE* JAGUNG
DI DAERAH SENTRA PRODUKSI UTAMA INDONESIA**

DISERTASI



Oleh :

**MOHAMMAD NATSIR
09/292809/SPN/00389**

**PROGRAM PASCASARJANA
FAKULTAS PERTANIAN
UNIVERSITAS GADJAH MADA
YOGYAKARTA
2015**

**ANALISIS *SUPPLY RESPONSE* JAGUNG
DI DAERAH SENTRA PRODUKSI UTAMA INDONESIA**

**Disertasi untuk memperoleh
Derajat Doktor dalam Ilmu Pertanian
Minat Ekonomi Pertanian pada
Universitas Gadjah Mada**

**Dipertahankan di hadapan
Dewan Penguji Program Pascasarjana
Fakultas Pertanian Universitas Gadjah Mada
Yogyakarta
pada Tanggal : 7 Januari 2015**

O l e h :

**MOHAMMAD NATSIR
09/292809/SPN/00389**

**Lahir
di Semarang, Jawa Tengah**

DISERTASI

**ANALISIS *SUPPLY RESPONSE* JAGUNG
DI DAERAH SENTRA PRODUKSI UTAMA INDONESIA**

disusun oleh
Mohammad Natsir
09/292809/SPN/00389
telah dipertahankan di depan Dewan Penguji
pada tanggal 7 Januari 2015

Susunan Dewan Penguji

Promotor



Prof. Dr. Ir. Irham, M.Sc.

Ko-Promotor



Prof. Dr. Ir. Masyhuri

Ko-Promotor

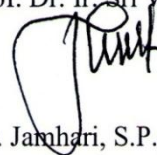


Prof. Dr. Ir. Dwidjono Hadi Darwanto, M.S.

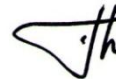
Anggota Tim Penguji



Prof. Dr. Ir. Sri Widodo, M.Sc.



Dr. Jamhari, S.P., M.P.



Dr. Ir. Lestari Rahayu Waluyati, M.P.

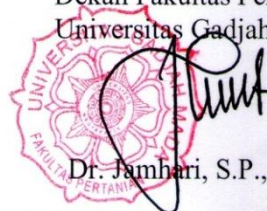


Dr. Ir. Slamet Hartono, M.Sc.



Prof. Dr. Ir. Suprapti Supardi, M.P.

Mengetahui
Dekan Fakultas Pertanian
Universitas Gadjah Mada



Dr. Jamhari, S.P., M.P.

PERNYATAAN

Dengan ini saya menyatakan bahwa dalam disertasi ini tidak terdapat karya yang pernah diajukan untuk memperoleh gelar kesarjanaan di suatu Perguruan Tinggi, dan sepanjang pengetahuan saya juga tidak terdapat karya atau pendapat yang pernah ditulis atau diterbitkan oleh orang lain, kecuali yang secara tertulis diacu dalam naskah ini dan disebutkan dalam daftar pustaka.

Yogyakarta, 7 Januari 2015

Yang menyatakan,



(**Mohammad Natsir**)

KATA PENGANTAR

Alhamdulillahirobbil 'alamiin. Segala puji dan syukur penulis panjatkan kehadirat Allah SWT atas rahmat, taufik, berkah dan karunia-Nya sehingga penulis dapat menyelesaikan disertasi yang berjudul “Analisis *Supply Response* Jagung di Daerah Sentra Produksi Utama Indonesia”. Disertasi ini disusun untuk memperoleh derajat Doktor Ilmu Pertanian dengan minat studi Ekonomi Pertanian Program Pascasarjana Fakultas Pertanian Universitas Gadjah Mada.

Dengan setulus hati, penulis menghaturkan terima kasih yang tak terhingga kepada Rektor dan Dekan Fakultas Pertanian Universitas Gadjah Mada atas kesempatan yang diberikan untuk menuntut ilmu di perguruan bergengsi ini. Yang mulia tim promotor, Bapak Prof. Dr. Ir. Irham, M.Sc. selaku promotor, serta Bapak Prof. Dr. Ir. Masyhuri dan Bapak Prof. Dr. Ir. Dwidjono Hadi Darwanto, M.S. selaku ko-promotor, yang masing-masing dengan sabar memberikan bimbingan mulai dari penyusunan proposal penelitian sampai disertasi ini dapat diselesaikan. Ucapan terima kasih yang tulus juga penulis haturkan kepada Bapak Prof. Dr. Ir. Sri Widodo, M.Sc., Bapak Dr. Jamhari, S.P., M.P., Ibu Dr. Ir. Lestari Rahayu Waluyati, M.P., Bapak Dr. Ir. Slamet Hartono, M.Sc., dan Ibunda Prof. Dr. Ir. Suprapti Supardi. M.P. (Fakultas Pertanian Universitas Sebelas Maret), selaku tim penguji atas segala saran perbaikan yang sangat berharga untuk disertasi ini.

Penulis mengucapkan terima kasih kepada Direktorat Jenderal Pendidikan Tinggi Kemdikbud yang telah memberikan beasiswa BPPS. Penulis juga menghaturkan terima kasih kepada Bapak Dr. Irwan Akib, M.Pd. selaku Rektor

Universitas Muhammadiyah Makassar dan Bapak Ir. H. Saleh Molla, M.M., selaku Dekan Fakultas Pertanian Universitas Muhammadiyah Makassar, yang telah memberikan mandat dan kepercayaan kepada penulis untuk melaksanakan tugas belajar program Doktor (S3) di Universitas Gadjah Mada.

Penulis juga menghaturkan terima kasih yang tulus dan tak terhingga kepada Ayahanda Drs. K.H. Nasruddin Razak dan Ibunda (alm.) Hj. St. Nafha serta Ibunda Mahliah, serta Ayahanda H. Rasman Pujiraharjo dan Ibunda Hj. Wagiyem, yang senantiasa tulus dan tak kenal lelah dalam memberikan do'a, dukungan, dorongan, dan semangat agar penulis mampu menyelesaikan studi S3 ini. Terima kasih yang tulus juga penulis persembahkan untuk istri tercinta Dr. Sri Mardiyati, S.P., M.P., dan anak-anak tercinta Muhammad Afif Fauzy Natsir, Irfan Hanif Natsir dan Affan Hilmy Natsir, yang senantiasa penuh pengertian, keikhlasan, dan kesabaran dalam mendo'akan, mendampingi, dan memotivasi dalam menempuh studi ini. Terima kasih yang tak terhingga juga untuk Kakanda Drs. H. Muh. Natsir Karim, M.M., dan Kakanda Hj. Nurhikmah N, S.E., untuk adik-adik tercinta: Muh. Nursyam N, Fatmah N, S.E., Farida N, SKM., Nurhijrah N, S.Pd., Nur Izzah N, dan Muh. Izzuddin N, serta Dwi Haryanti, S.Pd., Widi Triyanto, S.T., Agus Wahyudi (alm.), dan Nani Astuti, A.Md., yang senantiasa memotivasi secara lahir dan batin.

Ungkapan terima kasih dan penghargaan penulis ucapkan kepada rekan-rekan seperjuangan S3 Ekonomi Pertanian khususnya angkatan 2009: Dr. Ir. Ronald T.P. Hutapea, M.P., Dr. Viktor Mallisa, S.P., M.Si., Dr. Ir. Suharyanto, M.P., Dr. Ir. Saktyanu Kristyantoadi Dermorejo, M.Si., Dr. Ir. Kabul Budiman,

M.Si., Dr. Pujiharto, S.P., M.P., Dr. Ir. Siviardus Marjaya, MMA., Dr. Sri Mardiyati, S.P., M.P., Dr.(cand.) Obadja Andris, S.P., M.Si., Dr. (cand.) Ir. Yuliawati, MP, dan Dr. Ir. Lili Dahliani, M.Si., M.M., serta rekan-rekan lintas angkatan: Dr. Arifin, STP, M.P., Dr. Junaedi, S.P., M.P., Dr. Syahrini Thamrin, S.P., M.P., Dr. Erwan Wahyudi, S.P., M.Si., Dr.(cand.) Tedy Dirhamsyah, S.P., MBA., Ibu Dr. Ismiasih, STP., M.P., Ibu RR. Catur Gunawanti, S.Pi., M.P., dan rekan-rekan lain yang tidak dapat penulis sebutkan satu persatu. Trimakasih untuk semua support dan doanya. Semoga persaudaraan dan silaturahmi kita senantiasa terjalin abadi.

Semoga semua amal kebaikan yang telah dengan tulus ikhlas diberikan kepada penulis akan senantiasa memperoleh imbalan/pahala dari Yang Maha Kuasa atas segalanya, Allah SWT. Penulis menyadari bahwa disertasi ini masih jauh dari kesempurnaan, namun demikian penulis mengharapkan semoga disertasi ini dapat bermanfaat bagi semua pihak yang berkepentingan.

Aamiin...Yarabbal 'alamiin.

Yogyakarta, 7 Januari 2015

Penulis

(Mohammad Natsir)

DAFTAR ISI

	Halaman
HALAMAN JUDUL	i
HALAMAN PENGESAHAN	iii
HALAMAN PERNYATAAN	iv
KATA PENGANTAR	v
DAFTAR ISI	viii
DAFTAR TABEL	xii
DAFTAR GAMBAR	xv
DAFTAR LAMPIRAN	xviii
INTISARI	xxiv
ABSTRACT	xxv
I. PENDAHULUAN	1
A. Latar Belakang	1
B. Perumusan Masalah	5
C. Tujuan Penelitian	7
D. Kegunaan Penelitian	8
E. Keaslian Penelitian	8
II. TINJAUAN PUSTAKA DAN LANDASAN TEORI	13
A. Tinjauan Pustaka	13
1. Produksi, Luas Panen dan Produktivitas Jagung	13
2. Perubahan Iklim <i>El Niño</i> dan <i>La Niña</i> di Indonesia	16
3. Analisis <i>Time Series</i>	17
4. Waktu sebagai Pendeteksi Trend	18
5. Pengaruh Selang Waktu (<i>Lagged</i>)	19
B. Landasan Teori	21
1. Teori Produksi dan Penawaran Jagung	21
2. Kurva Penawaran	24

3. Konsep Respons Penawaran Jagung	28
4. Respons Penawaran Model Nerlove	30
5. Respons Penawaran Model Harapan Adaptif Nerlove	32
6. Respons Penawaran Model Penyesuaian Parsial Nerlove	34
7. Respons Penawaran Model Harapan-Penyesuaian Nerlove	35
8. Respons Penawaran terhadap Harga Naik dan Harga Turun	36
9. Konsep Elastisitas Penawaran	38
10. Analisis Regresi Data Panel	41
11. Analisis Trend	42
C. Kerangka Pemikiran	44
D. Hipotesis	47
III. METODE PENELITIAN	48
A. Metode Dasar	48
B. Jenis dan Sumber Data	48
C. Ruang Lingkup Penelitian	49
D. Definisi Operasional	52
E. Metode Analisis	56
1. Analisis Trend pada Tujuan 1	56
2. Estimasi Model <i>Supply Response</i> Jagung pada Tujuan 2 dan 3	59
a. Spesifikasi Model <i>Supply Response</i> Jagung	59
b. Estimasi Fungsi <i>Supply Response</i> Jagung pada Tiap Daerah Sentra Produksi	62
c. Analisis Regresi Data Panel pada Tujuan 2 dan 3	67
3. Elastisitas Jangka Pendek dan Jangka Panjang pada Tujuan 4	69
IV. PERKEMBANGAN KOMODITAS JAGUNG DI INDONESIA	71
A. Perkembangan Luas Areal Jagung	71
B. Perkembangan Produksi Jagung	74
C. Perkembangan Produktivitas Jagung	77

V. KETERKAITAN PERUBAHAN IKLIM DENGAN	
PERKEMBANGAN JAGUNG	81
A. Intensitas Anomali Iklim Global	81
B. Pola Curah Hujan dengan Perkembangan Jagung di Lampung	86
C. Pola Curah Hujan dengan Perkembangan Jagung di Jawa Tengah	89
D. Pola Curah Hujan dengan Perkembangan Jagung di Jawa Timur	92
E. Pola Curah Hujan dengan Perkembangan Jagung di Sulawesi Selatan	94
VI. TREND PERKEMBANGAN JAGUNG DI DAERAH SENTRA	
PRODUKSI UTAMA INDONESIA	98
A. Perkembangan Jagung di Provinsi Lampung	99
B. Perkembangan Jagung di Provinsi Jawa Tengah	105
C. Perkembangan Jagung di Provinsi Jawa Timur	111
D. Perkembangan Jagung di Provinsi Sulawesi Selatan	116
VII. RESPONS PENAWARAN JAGUNG DI SENTRA PRODUKSI	
UTAMA INDONESIA	121
A. Respons Luas Panen Jagung	122
1. Respons Luas Panen Jagung di Provinsi Lampung	122
2. Respons Luas Panen Jagung di Provinsi Jawa Tengah	129
3. Respons Luas Panen Jagung di Provinsi Jawa Timur	136
4. Respons Luas Panen Jagung di Provinsi Sulawesi Selatan	144
5. Respons Luas Panen Jagung di Sentra Produksi Utama Indonesia	151
B. Respons Produktivitas Jagung	161
1. Respons Produktivitas Jagung di Provinsi Lampung	161
2. Respons Produktivitas Jagung di Provinsi Jawa Tengah	171
3. Respons Produktivitas Jagung di Provinsi Jawa Timur	179
4. Respons Produktivitas Jagung di Provinsi Sulawesi Selatan	189
5. Respons Produktivitas Jagung di Sentra Produksi Utama Indonesia	197

VIII. ELASTISITAS PENAWARAN JAGUNG DI SENTRA PRODUKSI	
UTAMA INDONESIA	208
A. Elastisitas Penawaran Jagung terhadap Harga Jagung di Provinsi	
Lampung	208
B. Elastisitas Penawaran Jagung terhadap Harga Jagung di Provinsi	
Jawa Tengah	211
C. Elastisitas Penawaran Jagung terhadap Harga Jagung di Provinsi	
Jawa Timur	214
D. Elastisitas Penawaran Jagung terhadap Harga Jagung di Provinsi	
Sulawesi Selatan	216
E. Elastisitas Penawaran Jagung terhadap Harga Jagung di Sentra	
Produksi Utama Indonesia	218
IX. KESIMPULAN DAN IMPLIKASI KEBIJAKAN	222
A. Kesimpulan	222
B. Implikasi Kebijakan	225
DAFTAR PUSTAKA	228
RINGKASAN	233
SUMMARY	246
LAMPIRAN	259

DAFTAR TABEL

Tabel	Halaman
1.1. Keadaan Sentra Produksi Jagung Nasional Menurut Luas Panen, Produksi, dan Produktivitas Tahun 2009	4
1.2. Beberapa Penelitian yang Terkait dengan Komoditas Jagung dan Kajian Ekonomi	9
2.1. Faktor-faktor Non Harga Yang Mempengaruhi Respons Penawaran Pertanian	30
2.2. Asumsi Aplikasi Regresi pada Data Panel	42
2.3. Model-model Trend dalam Analisis Time Series	43
3.1. Kondisi Parameter yang Diharapkan pada Koefisien Regresi yang Diestimasi dari Fungsi Respons Penawaran Jagung Indonesia	64
4.1. Pertumbuhan dan Proporsi Produksi Jagung per Tahun di Indonesia, 1982-2011	75
5.1. Jumlah Daerah Zona Musim (ZOM) Menurut Sifat Hujan dan Daerah Non Zona Musim dalam Periode 30 tahun (1981–2010)	86
5.2. Intensitas Anomali Iklim El Niño-La Niña, Pola Curah Hujan dan Perkembangan Jagung di Lampung	87
5.3. Intensitas Anomali Iklim El Niño-La Niña, Pola Curah Hujan dan Perkembangan Jagung di Jawa Tengah	90
5.4. Intensitas Anomali Iklim El Niño-La Niña, Pola Curah Hujan dan Perkembangan Jagung di Jawa Timur	92
5.5. Intensitas Anomali Iklim El Niño-La Niña, Pola Curah Hujan dan Perkembangan Jagung di Sulawesi Selatan	95
6.1. Hasil Analisis Regresi Berganda Trend Luas Panen, Produksi dan Produktivitas Jagung di Lampung dalam Tiga Dekade	100
6.2. Hasil Analisis Regresi Berganda Trend Luas Panen, Produksi dan Produktivitas Jagung di Jawa Tengah dalam Tiga Dekade	106

6.3.	Hasil Analisis Regresi Berganda Trend Luas Panen, Produksi dan Produktivitas Jagung di Jawa Timur dalam Tiga Dekade	111
6.4.	Hasil Analisis Regresi Berganda Trend Luas Panen, Produksi dan Produktivitas Jagung di Sulawesi Selatan dalam Tiga Dekade	117
7.1.	Hasil Estimasi Model Respons Luas Panen Jagung di Provinsi Lampung dengan Metode OLS	123
7.2.	Hasil Estimasi Model Respons Luas Panen Jagung di Provinsi Jawa Tengah dengan Metode OLS	130
7.3.	Hasil Estimasi Model Respons Luas Panen Jagung di Provinsi Jawa Timur dengan Metode OLS	137
7.4.	Hasil Estimasi Model Respons Luas Panen Jagung di Provinsi Sulawesi Selatan dengan Metode OLS	145
7.5.	Hasil Estimasi Model Respons Luas Panen Jagung di Sentra Produksi Utama Indonesia dengan Metode OLS	153
7.6.	Hasil Estimasi Model Respons Produktivitas Jagung di Provinsi Lampung dengan Metode OLS	162
7.7.	Hasil Estimasi Model Respons Produktivitas Jagung di Provinsi Jawa Tengah dengan Metode OLS	172
7.8.	Hasil Estimasi Model Respons Produktivitas Jagung di Jawa Timur dengan Metode OLS	180
7.9.	Hasil Estimasi Model Respons Produktivitas Jagung di Sulawesi Selatan dengan Metode OLS	190
7.10.	Hasil Estimasi Regresi Data Panel Model Fixed Effect pada Persamaan Respons Produktivitas Jagung di Sentra Produksi Utama Indonesia	199
8.1.	Elastisitas Luas Panen, Produktivitas dan Produksi Jagung terhadap Harga Jagung di Provinsi Lampung	209
8.2.	Elastisitas Luas Panen, Produktivitas dan Produksi Jagung terhadap Harga Jagung di Provinsi Jawa Tengah	212

8.3.	Elastisitas Luas Panen, Produktivitas dan Produksi Jagung terhadap Harga Jagung di Provinsi Jawa Timur	215
8.4.	Elastisitas Luas Panen, Produktivitas dan Produksi Jagung terhadap Harga Jagung di Provinsi Sulawesi Selatan	217
8.5.	Elastisitas Luas Panen, Produktivitas dan Produksi Jagung terhadap Harga Jagung di Sentra Produksi Utama Indonesia	219

DAFTAR GAMBAR

Gambar	Halaman
1.1. Perkembangan Luas Panen, Produksi, dan Produktivitas Jagung di Indonesia Tahun 1991-2010	3
2.1. Maksimisasi Keuntungan Jangka Pendek	22
2.2. Kurva Penawaran Jangka Pendek untuk Produsen yang bersaing	23
2.3. Kurva Penawaran Pasar Jangka Pendek untuk Produsen yang bersaing	24
2.4. Slope Positif pada Kurva Penawaran Pasar Jangka Panjang untuk Produsen yang Bersaing dengan Biaya-Biaya Semakin Meningkat	26
2.5. Slope Negatif pada Kurva Penawaran Pasar Jangka Panjang untuk Produsen yang Bersaing dengan Biaya-Biaya Semakin Menurun	26
2.6. Kerangka Pemikiran	46
4.1. Perkembangan Luas Panen jagung di Indonesia Tahun 1982-2011	71
4.2. Perkembangan Luas Panen Jagung di Sentra Produksi Utama Indonesia Tahun 1982-2011	73
4.3. Proporsi Produksi Jagung di Indonesia Tahun 1982-2011	74
4.4. Perkembangan Produksi Jagung di Indonesia Tahun 1982-2011	75
4.5. Perkembangan Produksi Jagung di Sentra Produksi Utama Indonesia Tahun 1982-2011	76
4.6. Perkembangan Produktivitas Jagung di Indonesia Tahun 1982-2011	78
4.7. Perkembangan Produktivitas Jagung di Sentra Produksi Utama Indonesia Tahun 1982-2011	79

5.1.	Grafik Osilasi Bulanan dari Nilai SOI dengan Anomali Iklim El Niño dan La Niña dari bulan Januari 1982 samapi dengan Desember 2011	81
5.2.	Intensitas Anomali Iklim El Niño dan La Niña dalam Persentase Peluang dan Potensi setiap 10 Tahun pada 3 Dekade	82
5.3.	Pola Distribusi Curah Hujan Rata-Rata Bulanan setiap Dekade Periode 1982-2011 dengan Persentase Perubahan Luas Panen, Produksi dan Produktivitas dari Potensi Jagung di Lampung	88
5.4.	Pola Distribusi Curah Hujan Rata-Rata Bulanan setiap Dekade Periode 1982-2011 dengan Persentase Perubahan Luas Panen, Produksi dan Produktivitas dari Potensi Jagung di Jawa Tengah	91
5.5.	Pola Distribusi Curah Hujan Rata-Rata Bulanan setiap Dekade Periode 1982-2011 dengan Persentase Perubahan Luas Panen, Produksi dan Produktivitas dari Potensi Jagung di Jawa Timur	93
5.6.	Pola Distribusi Curah Hujan Rata-Rata Bulanan setiap Dekade Periode 1982-2011 dengan Persentase Perubahan Luas Panen, Produksi dan Produktivitas dari Potensi Jagung di Sulawesi Selatan	96
6.1.	Trend Luas Panen Jagung di Lampung Menurut Periode Subround dengan 3 Tahap Subtrend Linier	102
6.2.	Trend Produksi Jagung di Lampung Menurut Periode Subround dengan 3 Tahap Subtrend Linier	103
6.3.	Trend Produktivitas Jagung di Lampung Menurut Periode Subround dengan 3 Tahap Subtrend Linier	104
6.4.	Trend Luas Panen Jagung di Jawa Tengah Menurut Periode Subround dengan 3 Tahap Subtrend Linier	108
6.5.	Trend Produksi Jagung di Jawa Tengah Menurut Periode Subround dengan 3 Tahap Subtrend Linier	109
6.6.	Trend Produktivitas Jagung di Jawa Tengah Menurut Periode Subround dengan 3 Tahap Subtrend Linier	110
6.7.	Trend Luas Panen Jagung di Jawa Timur Menurut Periode Subround dengan 3 Tahap Subtrend Linier	113
6.8.	Trend Produksi Jagung di Jawa Timur Menurut Periode Subround dengan 3 Tahap Subtrend Linier	114

6.9.	Trend Produktivitas Jagung di Jawa Timur Menurut Periode Subround dengan 3 Tahap Subtrend Linier	115
6.10.	Trend Luas Panen Jagung di Sulawesi Selatan Menurut Periode Subround dengan 3 Tahap Subtrend Linier	118
6.11.	Trend Produksi Jagung di Sulawesi Selatan Menurut Periode Subround dengan 3 Tahap Subtrend Linier	119
6.12.	Trend Produktivitas Jagung di Sulawesi Selatan Menurut Periode Subround dengan 3 Tahap Subtrend Linier	120

DAFTAR LAMPIRAN

Lampiran	Halaman
1. Frekuensi dan Persentase Peluang Bulanan Anomali Iklim <i>El Niño</i> dan <i>La Niña</i> setiap 10 tahun pada 3 Delake	259
2. Rara-Rata 10 tahun Luas Panen, Produksi, Produktivitas dan Persentase Perubahan dari Potensi Jagung di Lampung, Jawa Tengah, Jawa Timur dan Sulawesi Selatan	260
3.1.1. Hasil Estimasi Model Trend Linier Produksi Jagung di Lampung dengan Metode OLS Melalui software Eviews 7	261
3.1.2. Hasil Estimasi Model Trend Linier Luas Panen Jagung di Lampung dengan Metode OLS Melalui software Eviews 7	263
3.1.3. Hasil Estimasi Model Trend Linier Produktivitas Jagung di Lampung dengan Metode OLS Melalui software Eviews 7	265
3.2.1. Hasil Estimasi Model Trend Linier Produksi Jagung di Jawa Tengah dengan Metode OLS Melalui software Eviews 7	267
3.2.2. Hasil Estimasi Model Trend Linier Luas Panen Jagung di Jawa Tengah dengan Metode OLS Melalui software Eviews 7	269
3.2.3. Hasil Estimasi Model Trend Linier Produktivitas Jagung di Jawa Tengah dengan Metode OLS Melalui software Eviews 7	271
3.3.1. Hasil Estimasi Model Trend Linier Produksi Jagung di Jawa Timur dengan Metode OLS Melalui software Eviews 7	273
3.3.2. Hasil Estimasi Model Trend Linier Luas Panen Jagung di Jawa Timur dengan Metode OLS Melalui software Eviews 7	275
3.3.3. Hasil Estimasi Model Trend Linier Produktivitas Jagung di Jawa Timur dengan Metode OLS Melalui software Eviews 7	277
3.4.1. Hasil Estimasi Model Trend Linier Produksi Jagung di Sulawesi Selatan dengan Metode OLS Melalui software Eviews 7	279
3.4.2. Hasil Estimasi Model Trend Linier Luas Panen Jagung di Sulawesi Selatan dengan Metode OLS Melalui software Eviews 7	281

3.4.3. Hasil Estimasi Model Trend Linier Produktivitas Jagung di Sulawesi Selatan dengan Metode OLS Melalui software Eviews 7	283
4.1.1. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Lampung pada Lag-1	285
4.1.2. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Lampung pada Lag-2	286
4.1.3. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Lampung pada Lag-3	287
4.1.4. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Lampung pada Lag-4	288
4.1.5. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Lampung pada Lag-5	289
4.1.6. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Lampung pada Lag-6	290
4.2.1. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Jawa Tengah pada Lag-1	291
4.2.2. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Jawa Tengah pada Lag-2	292
4.2.3. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Jawa Tengah pada Lag-3	293
4.2.4. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Jawa Tengah pada Lag-4	294
4.2.5. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Jawa Tengah pada Lag-5	295
4.2.6. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Jawa Tengah pada Lag-6	296
4.3.1. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Jawa Timur pada Lag-1	297
4.3.2. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Jawa Timur pada Lag-2	298

4.3.3. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Jawa Timur pada Lag-3	299
4.3.4. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Jawa Timur pada Lag-4	300
4.3.5. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Jawa Timur pada Lag-5	301
4.3.6. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Jawa Timur pada Lag-6	302
4.4.1. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Sulawesi Selatan pada Lag-1	303
4.4.2. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Sulawesi Selatan pada Lag-2	304
4.4.3. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Sulawesi Selatan pada Lag-3	305
4.4.4. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Sulawesi Selatan pada Lag-4	306
4.4.5. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Sulawesi Selatan pada Lag-5	307
4.4.6. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Sulawesi Selatan pada Lag-6	308
4.5.1. Estimasi Persamaan Lag-1 Respons Luas Panen Jagung dari Hasil Analisis Regresi Data Panel Metode GLS dalam Model Common Effect dengan Teknik Cross-section Dummy Variable yang diolah dengan Software EViews 5	309
4.5.2. Estimasi Persamaan Lag-2 Respons Luas Panen Jagung dari Hasil Analisis Regresi Data Panel Metode GLS dalam Model Common Effect dengan Teknik Cross-section Dummy Variable yang diolah dengan Software EViews 5	311
4.5.3. Estimasi Persamaan Lag-3 Respons Luas Panen Jagung dari Hasil Analisis Regresi Data Panel Metode GLS dalam Model Common Effect dengan Teknik Cross-section Dummy Variable yang diolah dengan Software EViews 5	313

4.5.4.	Estimasi Persamaan Lag-4 Respons Luas Panen Jagung dari Hasil Analisis Regresi Data Panel Metode GLS dalam Model Common Effect dengan Teknik Cross-section Dummy Variable yang diolah dengan Software EViews 5	315
4.5.5.	Estimasi Persamaan Lag-5 Respons Luas Panen Jagung dari Hasil Analisis Regresi Data Panel Metode GLS dalam Model Common Effect dengan Teknik Cross-section Dummy Variable yang diolah dengan Software EViews 5	317
4.5.6.	Estimasi Persamaan Lag-6 Respons Luas Panen Jagung dari Hasil Analisis Regresi Data Panel Metode GLS dalam Model Common Effect dengan Teknik Cross-section Dummy Variable yang diolah dengan Software EViews 5	319
5.1.1.	Hasil Estimasi Model Lag-1 Respons Produktivitas Jagung di Lampung dengan Metode OLS Melalui software Eviews 7	321
5.1.2.	Hasil Estimasi Model Lag-2 Respons Produktivitas Jagung di Lampung dengan Metode OLS Melalui software Eviews 7	323
5.1.3.	Hasil Estimasi Model Lag-3 Respons Produktivitas Jagung di Lampung dengan Metode OLS Melalui software Eviews 7	325
5.1.4.	Hasil Estimasi Model Lag-4 Respons Produktivitas Jagung di Lampung dengan Metode OLS Melalui software Eviews 7	327
5.1.5.	Hasil Estimasi Model Lag-5 Respons Produktivitas Jagung di Lampung dengan Metode OLS Melalui software Eviews 7	329
5.1.6.	Hasil Estimasi Model Lag-6 Respons Produktivitas Jagung di Lampung dengan Metode OLS Melalui software Eviews 7	331
5.2.1.	Hasil Estimasi Model Lag-1 Respons Produktivitas Jagung di Jawa Tengah dengan Metode OLS Melalui software Eviews 7	333
5.2.2.	Hasil Estimasi Model Lag-2 Respons Produktivitas Jagung di Jawa Tengah dengan Metode OLS Melalui software Eviews 7	335
5.2.3.	Hasil Estimasi Model Lag-3 Respons Produktivitas Jagung di Jawa Tengah dengan Metode OLS Melalui software Eviews 7	337
5.2.4.	Hasil Estimasi Model Lag-4 Respons Produktivitas Jagung di Jawa Tengah dengan Metode OLS Melalui software Eviews 7	339

5.2.5. Hasil Estimasi Model Lag-5 Respons Produktivitas Jagung di Jawa Tengah dengan Metode OLS Melalui software Eviews 7	341
5.2.6. Hasil Estimasi Model Lag-6 Respons Produktivitas Jagung di Jawa Tengah dengan Metode OLS Melalui software Eviews 7	343
5.3.1. Hasil Estimasi Model Lag-1 Respons Produktivitas Jagung di Jawa Timur dengan Metode OLS Melalui software Eviews 7	345
5.3.2. Hasil Estimasi Model Lag-2 Respons Produktivitas Jagung di Jawa Timur dengan Metode OLS Melalui software Eviews 7	347
5.3.3. Hasil Estimasi Model Lag-3 Respons Produktivitas Jagung di Jawa Timur dengan Metode OLS Melalui software Eviews 7	349
5.3.4. Hasil Estimasi Model Lag-4 Respons Produktivitas Jagung di Jawa Timur dengan Metode OLS Melalui software Eviews 7	351
5.3.5. Hasil Estimasi Model Lag-5 Respons Produktivitas Jagung di Jawa Timur dengan Metode OLS Melalui software Eviews 7	353
5.3.6. Hasil Estimasi Model Lag-6 Respons Produktivitas Jagung di Jawa Timur dengan Metode OLS Melalui software Eviews 7	355
5.4.1. Hasil Estimasi Model Lag-1 Respons Produktivitas Jagung di Sulawesi Selatan dengan Metode OLS Melalui software Eviews 7	357
5.4.2. Hasil Estimasi Model Lag-2 Respons Produktivitas Jagung di Sulawesi Selatan dengan Metode OLS Melalui software Eviews 7	359
5.4.3. Hasil Estimasi Model Lag-3 Respons Produktivitas Jagung di Sulawesi Selatan dengan Metode OLS Melalui software Eviews 7	361
5.4.4. Hasil Estimasi Model Lag-4 Respons Produktivitas Jagung di Sulawesi Selatan dengan Metode OLS Melalui software Eviews 7	363
5.4.5. Hasil Estimasi Model Lag-5 Respons Produktivitas Jagung di Sulawesi Selatan dengan Metode OLS Melalui software Eviews 7	365

5.4.6. Hasil Estimasi Model Lag-6 Respons Produktivitas Jagung di Sulawesi Selatan dengan Metode OLS Melalui software Eviews 7	367
5.5.1. Estimasi Persamaan Lag-1 Respons Produktivitas Jagung dari Hasil Analisis Regresi Data Panel Metode GLS dalam Model Common Effect dengan Teknik Cross-section Dummy Variable yang diolah dengan Software EViews 5	369
5.5.2. Estimasi Persamaan Lag-2 Respons Produktivitas Jagung dari Hasil Analisis Regresi Data Panel Metode GLS dalam Model Common Effect dengan Teknik Cross-section Dummy Variable yang diolah dengan Software EViews 5	371
5.5.3. Estimasi Persamaan Lag-3 Respons Produktivitas Jagung dari Hasil Analisis Regresi Data Panel Metode GLS dalam Model Common Effect dengan Teknik Cross-section Dummy Variable yang diolah dengan Software EViews 5	373
5.5.4. Estimasi Persamaan Lag-4 Respons Produktivitas Jagung dari Hasil Analisis Regresi Data Panel Metode GLS dalam Model Common Effect dengan Teknik Cross-section Dummy Variable yang diolah dengan Software EViews 5	375
5.5.5. Estimasi Persamaan Lag-5 Respons Produktivitas Jagung dari Hasil Analisis Regresi Data Panel Metode GLS dalam Model Common Effect dengan Teknik Cross-section Dummy Variable yang diolah dengan Software EViews 5	377
5.5.6. Estimasi Persamaan Lag-6 Respons Produktivitas Jagung dari Hasil Analisis Regresi Data Panel Metode GLS dalam Model Common Effect dengan Teknik Cross-section Dummy Variable yang diolah dengan Software EViews 5	379
6. Hasil Uji Beda Elastisitas Penawaran Jagung antara Jangka Pendek dan Jangka Panjang, Metode <i>Paired Two Sample for Means (t-Test)</i>	381

INTISARI

Penelitian ini bertujuan untuk: (1) Menganalisis trend luas panen, produksi dan produktivitas jagung, (2) Menganalisis pengaruh harga terhadap respons luas panen dan produktivitas jagung, (3) Menganalisis pengaruh kebijakan, iklim dan irigasi terhadap respons luas panen dan produktivitas jagung, (4) Menganalisis elastisitas penawaran jagung dalam jangka pendek dan jangka panjang.

Penelitian dilaksanakan di daerah sentra produksi utama Indonesia, meliputi Lampung, Jawa Tengah, Jawa Timur dan Sulawesi Selatan. Observasi dilakukan dengan data *time series* periodisasi subround selama 30 tahun. Analisis data yang digunakan adalah analisis trend, model regresi ganda, metode *Least Squares* dan analisis *supply response*, model *Nerlove partial adjustment*, metode *Least Squares* dengan *Pooled Estimation GLS*, teknik *Cross-Section DV*. Analisis *supply response* disimulasi ke dalam enam model *lag* musim tanam jagung.

Hasil penelitian menunjukkan bahwa: (1) Perkembangan jagung Indonesia dengan periodisasi musim tanam jagung terjadi perbedaan setiap dekade pada trend luas panen, produksi dan produktivitas. Trend tersebut secara kontinu selama tiga dekade yang paling baik perkembangannya adalah Lampung. Perkembangan jagung di Jawa Timur memiliki potensi yang paling besar selama tiga dekade. Trend luas panen secara umum relatif stagnan, karena kapasitas lahan terbatas, fluktuatif dan puncak luas panen terjadi hanya pada musim hujan. Trend produktivitas secara umum meningkat. Trend produksi secara umum meningkat hanya di ujung dekade. (2) Peningkatan luas panen dipengaruhi oleh peningkatan harga jagung impor dan harga pakan, kemudian penurunan harga beras dan ubi kayu. Peningkatan produktivitas dipengaruhi oleh peningkatan harga jagung, harga benih jagung dan harga pupuk TSP, kemudian penurunan harga pupuk urea dan harga jagung turun dari harga maksimum sebelumnya. Akibat perubahan harga, maka luas panen jagung direspons petani lebih lama, tetapi produktivitas jagung direspons petani lebih cepat. Produktivitas yang paling cepat direspons di Jawa Tengah tetapi di Sulawesi Selatan yang paling lama direspons. (3) Penawaran jagung periode sebelumnya selalu direspons positif oleh petani jagung Indonesia. Anomali iklim *El Niño* dapat menurunkan luas panen, khususnya di Jawa Tengah dan Jawa Timur. Produktivitas dapat ditingkatkan dengan kebijakan BLPB dengan perluasan lahan irigasi di Jawa Timur, Jawa Tengah dan Lampung. (4) Elastisitas penawaran jagung Indonesia, secara umum inelastis terhadap perubahan harga jagung, tetapi dalam jangka panjang lebih elastis karena adanya penyesuaian kebiasaan petani. Perilaku petani jagung Indonesia lebih elastis pada produktivitas daripada luas panen. Elastisitas penawaran jagung di Sulawesi Selatan yang paling elastis, tetapi respons penawarannya paling lama. Sebaliknya di Jawa Tengah, elastisitas penawaran jagung kurang elastis, tetapi respons penawarannya paling cepat.

Kata kunci: jagung, trend, respons penawaran, luas panen, produksi, produktivitas, harga, kebijakan, iklim, irigasi

ABSTRACT

This study aims to: (1) analyze the trend in harvested area, production and productivity of corn, (2) determine the influence of the price on the response of harvested area and productivity of corn, (3) determine the influence of policy, climate, and irrigation on the response of harvested area and productivity of corn, (4) analyze the corn supply elasticity in the short run and long run.

This study focused on the areas of the mayor corn production centers in Indonesia, which covers: Lampung, Central Java, East Java, and South Sulawesi. The data used in this study are time series data, which are data periodically on subround over a period of 30 years. Data were analyzed with analysis of trends (multiple regression model), and the supply response analysis (Nerlove Partial Adjustment model, method of Least Squares and Generalized Least Squares). The supply response analysis simulated in the six models of planting period lagged.

The results showed that: (1) The development of corn in Indonesia in every decade has a different trend of harvested area, production and productivity. The development of corn in Lampung continuously has the best trend of harvested area, production dan productivity. In the past three decades, the development of corn in East Java has the greatest potential. In general, the trend of the corn harvested area is relatively stagnant, because of the land capacity is limited and fluctuating, while the broad peak harvest only occurs during the rainy season. In general, the trend of the corn productivity has increased, while the trend of corn production increased at the end of the decade; (2) The increase in the price of corn imports and prices feed can affect the increase in corn harvested area, while the increase in rice prices and price cassava can affect otherwise. The increase in the price of corn, the price of seed corn, and the price of TSP fertilizer could affect the improvement of productivity of corn, on the contrary, an increase in the falling corn price of previous maximum price, and prices of urea fertilizer can affect a decrease in productivity of corn. Farmers are less responsive to price changes if associated with corn harvested area, but if associated with corn productivity of the farmers (especially Central Java) is very responsive to price changes; (3) Total supply of corn the lagged period has always responded positively by corn farmers in Indonesia. El Niño climatic anomalies can effects a decrease in corn harvested area, especially in Central Java and East Java. In East Java, Central Java and Lampung, intensification policies (BLPB) and irrigated land area can be a positive influence on the level of productivity of corn; (4) Elasticity of corn supply in Indonesia is inelastic to the price of corn, but in the long run is more elastic, due to the adjustment of farmers habits. The behavior of corn farmers in Indonesia are more elastic in productivity rather than harvested area. Elasticity of corn supply in South Sulawesi is the most elastic, but have the supply response longest. By contrast, in Central Java, corn supply elasticity is less elastic, but have the supply response fastest.

Keywords: corn, trends, supply response, harvested area, production, productivity, prices, policy, climate, irrigation

I. PENDAHULUAN

A. Latar Belakang

Jagung termasuk komoditas strategis dalam pembangunan pertanian dan perekonomian Indonesia, mengingat komoditas ini mempunyai fungsi multiguna, baik untuk pangan maupun pakan. Dalam beberapa tahun terakhir proporsi penggunaan jagung oleh industri pakan telah mencapai 50 persen dari total kebutuhan nasional. Dalam 20 tahun ke depan, penggunaan jagung untuk pakan diperkirakan terus meningkat dan bahkan setelah tahun 2020 lebih dari 60 persen dari total kebutuhan nasional (Badan Penelitian dan Pengembangan Pertanian, 2005).

Jagung Indonesia merupakan komoditas pangan dan komoditas pertanian utama setelah padi. Dalam kehidupan masyarakat Indonesia di beberapa daerah masih memperlakukan jagung sebagai komoditas pangan andalan. Jagung selain sebagai sumber pendapatan dan lapangan kerja, juga sebagai komoditas *tradable* yang dapat mempengaruhi devisa negara dalam perdagangan dunia. Pada masa depan terdapat indikasi kuat bahwa perkembangan produksi jagung akan terus meningkat, seiring dengan penambahan penduduk dan peningkatan kesadaran gizi masyarakat.

Produk jagung menjadi komoditas yang multi fungsi. Selain berfungsi sebagai bahan pangan juga sebagai bahan industri pakan ternak dan *biofuel* untuk kebutuhan energi. Inilah produk yang sangat dibutuhkan untuk bahan pangan dan industri. Sehingga sangat diusahakan peningkatan produksi melalui sumberdaya

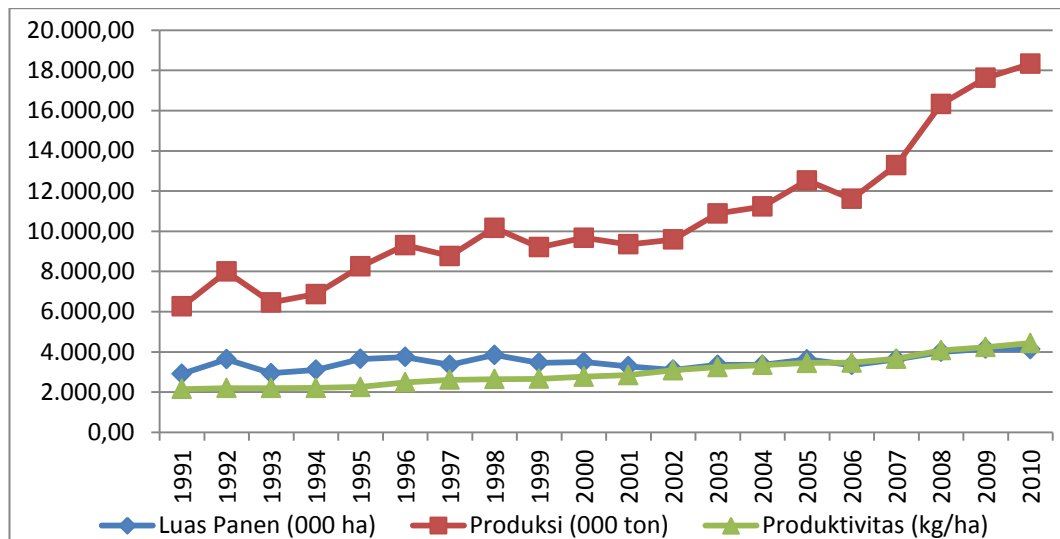
manusia dan sumberdaya alam, ketersediaan lahan maupun potensi hasil dan teknologi.

Dalam pembangunan di bidang pertanian, peningkatan produksi seringkali diberi perhatian utama. Namun ada batas maksimal produktivitas ekosistem. Prinsip dasar ekologi mewajibkan untuk menyadari, bahwa produktivitas pertanian memiliki kemampuan terbatas. Sehingga produksi dan konsumsi harus seimbang pada suatu tingkat yang berkelanjutan dari segi ekologi (Reijntjes, 2006).

Strategi untuk meraih keunggulan pertanian Indonesia dapat dilakukan dengan peningkatan produktivitas dan efisiensi. Hal ini dapat diupayakan dengan penerapan teknologi yang tepat. *Good Agriculture Practices, Good Handling Practices*, dan *Good Manufacturing Practices*, menjadi salah satu pilar dalam peningkatan produktivitas dan efisiensi. Hal tersebut perlu didukung adanya sarana dan prasarana yang memadai (Poerwanto, 2008).

Menurut Krisnamurthi (2006) perkembangan produktivitas jagung nasional dalam kurun waktu 1980-2000 menunjukkan trend yang semakin menurun, walaupun tingkat produktivitasnya masih meningkat. Hal ini merupakan gambaran semakin terbatasnya perkembangan dan aplikasi teknologi pertanian, baik karena *potential-trend* yang semakin terbatas maupun karena kurangnya perhatian dan dukungan bagi perkembangan produktivitas tersebut. Selanjutnya disebutkan bahwa indikasi adanya penurunan produktivitas jagung nasional lebih ditegaskan dengan kondisi yang menunjukkan bahwa telah terjadi penurunan produktivitas lahan dan tenaga kerja pertanian dalam 30 tahun (1967-2001).

Luasan penguasaan lahan yang semakin terbatas dan jumlah tenaga kerja yang semakin banyak (relatif terhadap lahan yang tersedia) menyebabkan rendahnya produktivitas serta terbatasnya alternatif solusi yang bisa ditawarkan.



Sumber : Basis Data Pertanian, Kementerian Pertanian, 2012 (Diolah).

Gambar 1.1. Perkembangan Luas Panen, Produksi dan Produktivitas Jagung di Indonesia Tahun 1991-2010

Dalam dua dekade terakhir perkembangan luas panen, produksi, dan produktivitas jagung di Indonesia semakin meningkat (Gambar 1.1). Pada kurun waktu 5 tahun terakhir khususnya (2006-2010) pertumbuhan produksi jagung terlihat semakin pesat. Kecenderungan yang semakin meningkat tersebut karena adanya kebutuhan komoditas jagung yang selain untuk pangan juga untuk pakan dan bioenergi.

Ada empat provinsi yang mencapai produksi jagung tertinggi dari 33 provinsi di Indonesia pada tahun 2009 yang menjadi sentra produksi jagung nasional. Tabel 1.1 memperlihatkan bahwa Provinsi Jawa Timur memiliki produksi dan luas panen jagung yang tertinggi, meskipun produktivitasnya di

bawah produktivitas nasional (4,29 ton per hektar). Kondisi produktivitas jagung di sentra produksi jagung nasional sebagian besar berada di atas produktivitas nasional. Data ini memberikan petunjuk bahwa produksi jagung nasional sangat tergantung pada keberhasilan jagung di empat provinsi tersebut, baik diupayakan secara ekstensifikasi maupun intensifikasi dalam peningkatan produksi jagung.

Tabel 1.1. Keadaan Sentra Produksi Jagung Nasional menurut Luas Panen, Produksi, dan Produktivitas Tahun 2009

No.	Provinsi	Luas Panen (ha)	Produksi (ton)	Produktivitas (ton/ha)
1	Jawa Timur	1.295.070	5.266.720	4,07
2	Jawa Tengah	661.706	3.057.845	4,62
3	Lampung	434.542	2.067.710	4,76
4	Sulawesi Selatan	299.669	1.395.742	4,66
5	29 Provinsi lain	1.606.379	6.629.330	4,13
Indonesia		4.297.366	18.417.347	4,29

Sumber : Departemen Pertanian, 2010.

Tantangan yang dihadapi dalam peningkatan produksi jagung nasional dalam upaya mencukupi kebutuhan dalam negeri, baik untuk pangan maupun pakan ternak, adalah meningkatkan produktivitas dengan penggunaan benih bermutu dan varietas unggul baru sesuai dengan wilayah pengembangan. Peningkatan produksi jagung masih memiliki peluang yang cukup besar, antara lain karena: (1) produktivitas nasional yang dicapai pada saat ini masih di bawah potensinya; (2) tanaman jagung relatif sedikit hama dan penyakitnya; (3) tersedia teknologi budidaya yang mudah diadopsi petani; (4) harga jual jagung relatif menguntungkan; (5) pihak swasta berperan aktif dalam pengembangan industri benih; (6) adanya kemudahan dan dukungan pemerintah daerah dalam

pengembangan jagung; dan (7) masih terbuka perluasan areal di lahan perhutani/kehutanan (Zakaria, 2011).

Menurut Masyhuri (2003) kebijakan dalam program akselerasi produktivitas sektor pertanian yang terimplementasi tidak sesuai dengan rencana. Seperti pada rencana pencapaian pemilikan petani satu hektar, kurang jelas rumusnya. Hal ini memerlukan kebijakan yang terintegrasi dari berbagai sektor. Misalnya dengan pendidikan keluarga petani, kebiasaan dan hukum warisan, hukum pemilikan lahan (*agrarian*), aspek legal dan bentuk usaha bersama.

B. Perumusan Masalah

Perkembangan jagung Indonesia sangat dinamis dari waktu ke waktu yang panjang. Begitu pula tingkat produksi jagung Indonesia sepanjang waktu mengalami dinamika yang dapat meningkat dan menurun. Hal ini sangat dipengaruhi oleh kondisi perkembangan produktivitas dan luas panen jagung Indonesia dalam jangka panjang. Terdapat di tiga pulau terbesar Indonesia yang perkembangannya sangat dinamis terhadap produksi jagung, yaitu di Pulau Jawa, Sumatera dan Sulawesi. Ketiga pulau besar tersebut menjadi sentra produksi utama jagung Indonesia yang merupakan andalan perkembangan penawaran jagung dari tingkat respons petani jagung Indonesia.

Peningkatan produksi jagung Indonesia dalam perkembangannya selama dua dekade terakhir terindikasi bahwa trend pertumbuhan produksinya semakin meningkat, walaupun tingkat produktivitasnya sendiri masih terjadi peningkatan

yang relatif kecil. Permasalahan ini dikarenakan *potential-trend* yang semakin terbatas, juga karena kurangnya perhatian dan dukungan bagi perkembangan produktivitas jagung. Demikian pula pada luas panen jagung menjadi suatu permasalahan jangka panjang dari tingkat respons petani jagung Indonesia yang tidak menentu kondisinya.

Permasalahan jagung Indonesia dalam perkembangan yang sangat dinamis berada di empat daerah, yaitu Jawa Timur, Jawa Tengah, Lampung dan Sulawesi Selatan sebagai sentra produksi utama jagung Indonesia. Keempat daerah tersebut yang akan diperhatikan permasalahan penawaran dengan determinannya dari kondisi luas panen, produksi dan produktivitas jagung sebagai suatu dinamika secara periodik dalam tiga dekade. Fenomena aktual pada permasalahan inilah yang dikaji dalam analisis respons penawaran berbasis ekonometrika.

Permasalahan jagung Indonesia dalam jangka panjang akan digambarkan perkembangan penawarannya. Ini diperlukan kajian tentang kecenderungan (*trend*) secara deskriptif dan kajian respons petani jagung akibat permasalahan ekonomi, kebijakan dan alam. Kajian ini akan mendeskripsikan suatu karakteristik penawaran jagung Indonesia dari fenomena ekonomi, kebijakan dan alam. Fenomena ini berkaitan dengan permasalahan harga dan non harga sebagai determinan terhadap respons luas panen, produktivitas, dan produksi jagung Indonesia. Adapun faktor kebijakan dalam permasalahan ini berupa program nasional peningkatan produksi pertanian tanaman pangan Indonesia.

Kondisi jangka pendek dan jangka panjang respons penawaran jagung Indonesia mengandung permasalahan adanya perubahan harga dan non harga.

Permasalahan ini akan dilihat dengan tingkat perubahannya secara proporsional dari elastisitas jangka pendek dan jangka panjang.

Permasalahan dalam perkembangan dan respons penawaran jagung di sentra produksi utama Indonesia terhadap kondisi luas panen, produksi dan produktivitas jagung secara dinamis dari waktu ke waktu, dapat dirumuskan masalahnya sebagai berikut :

1. Bagaimana perkembangan luas panen, produksi dan produktivitas jagung di daerah sentra produksi utama Indonesia ?
2. Bagaimana pengaruh harga terhadap respons luas panen dan respons produktivitas jagung di daerah sentra produksi utama Indonesia ?
3. Bagaimana pengaruh kebijakan, iklim dan irigasi terhadap respons luas panen dan respons produktivitas jagung di daerah sentra produksi utama Indonesia ?
4. Berapa elastisitas penawaran jagung dalam jangka pendek dan jangka panjang di daerah sentra produksi utama Indonesia ?

C. Tujuan Penelitian

Penelitian tentang respons penawaran jagung di daerah sentra produksi utama Indonesia bertujuan untuk :

1. Menganalisis trend luas panen, produksi dan produktivitas jagung di daerah sentra produksi utama Indonesia.
2. Menganalisis pengaruh harga terhadap respons luas panen dan respons produktivitas jagung di daerah sentra produksi utama Indonesia.

3. Menganalisis pengaruh kebijakan, iklim dan irigasi terhadap respons luas panen dan respons produktivitas jagung di daerah sentra produksi utama Indonesia.
4. Menganalisis elastisitas penawaran jagung dalam jangka pendek dan jangka panjang di daerah sentra produksi utama Indonesia.

D. Kegunaan Penelitian

1. Bagi pemerintah khususnya pengambil kebijakan bidang pertanian, penelitian ini diharapkan dapat menjadi alternatif informasi untuk merumuskan kebijakan yang terkait dengan pengembangan komoditas jagung.
2. Bagi kalangan akademisi, diharapkan penelitian ini dapat menjadi referensi dan minat terhadap peluang dan potensi jagung sebagai salah satu komoditas unggulan sektor pertanian serta diharapkan dapat bermanfaat sebagai tambahan informasi dan literatur untuk penelitian selanjutnya.
3. Bagi masyarakat, penelitian ini diharapkan dapat menjadi pengetahuan bagi masyarakat dan menjadi motivasi bagi petani untuk meningkatkan produksi jagung secara lebih intensif dan efisien.

E. Keaslian Penelitian

Penelitian yang berkaitan dengan data *time series* telah banyak dilakukan pada aspek ekonomi dengan komoditas pertanian, khususnya jagung, baik dalam skala regional, nasional maupun internasional dengan berbagai macam model analisis.

Tabel 1.2. Beberapa Penelitian yang Terkait dengan Komoditas Jagung dan Kajian Ekonomi

No.	Peneliti / Tahun	Judul Penelitian	Metode Penelitian	Hasil Penelitian
1.	Kucharik, C.J dan Ramankutty, N (2005)	<i>Trends and Variability in U.S. Corn Yields Over the Twentieth Century</i>	<ul style="list-style-type: none"> • Data <i>time series</i> (1910-2001) • <i>Single spectrum analysis</i> (SSA) • SSA <i>decomposes data into trends, oscillatory component, and noise.</i> 	<ul style="list-style-type: none"> • Kenaikan variabilitas hasil/produksi secara luas tampak nyata dari tahun 1950 dan seterusnya, tapi tidak signifikan selama periode 1930-2001 secara keseluruhan. Ada bukti bahwa variabilitas hasil menurun dari awal 1990-an sampai 2001. • Tingkat pertumbuhan hasil jagung memuncak pada tingkat tahunan rata-rata 3%-5% pada tahun 1960 (124,5 kg/ha/thn), namun terus menurun menjadi taraf relatif 0,78%/thn (49,2 kg/ha/th) di tahun 1990-an. • Secara umum hubungan terbalik antara peningkatan hasil jagung dan penurunan tingkat pertumbuhan hasil tercatat setelah tingkat hasil-kabupaten mencapai 4T/ha, menunjukkan bahwa secara luas, berarti peningkatan hasil jagung tidak mungkin terjadi di masa depan, terutama pada irigasi tanah, tanpa revolusi pertanian kedua.
2.	Ariyanti, D (2007)	Permintaan Jagung sebagai Bahan Baku Industri Pakan Ternak di Indonesia	<ul style="list-style-type: none"> • Data <i>time series</i> (1976-2004) • Metode persamaan siltultan • Analisis regresi (OLS) – untuk <i>trend</i> 	<ul style="list-style-type: none"> • Permintaan jagung domestik sebagai bahan baku industri pakan ternak dipengaruhi oleh harga jagung domestik dan harga bungkil kedelai impor dan trend waktu. Bungkil kedelai impor adalah barang substitusi bagi jagung domestik. • Permintaan jagung impor sebagai bahan baku industri pakan ternak dipengaruhi oleh harga jagung impor, harga bungkil kedelai impor dan populasi ternak sapi. Dipengaruhi oleh populasi unggas dan trend waktu. Bungkil kedelai impor merupakan barang komplementer bagi jagung impor. Permintaan jagung total sebagai bahan baku industri pakan ternak dipengaruhi oleh harga jagung domestik, harga bungkil kedelai impor, dan populasi ternak sapi. • Trend permintaan jagung sebagai bahan baku industri pakan ternak dipengaruhi oleh baik itu permintaan jagung domestik, jagung impor, dan jagung secara keseluruhan dalam waktu lima tahun ke depan menunjukkan trend meningkat.

Lanjutan Tabel 1.2.

3.	Syamsuri, P (2009)	Analisis Penawaran dan Permintaan Jagung di Sulawesi Selatan	<ul style="list-style-type: none"> • Data runtun waktu (<i>time series</i>) antara • tahun 1986-2007. • Model penawaran dan permintaan dalam persamaan simultan (panel data, struktural, identitas) • Estimasi Two Stage Squares (2SLS) • Regresi data panel dengan fixed effect. 	<ul style="list-style-type: none"> • Luas areal jagung dipengaruhi harga jagung, harga komoditi lain, suku bunga, kebijakan otonomi dan tahun sebelumnya. Produktivitas dipengaruhi harga jagung, harga jagung, harga pupuk, jumlah penyaluran benih unggul, curah hujan, irigasi dan tahun sebelumnya. • Ekspor dipengaruhi harga ekspor dan nilai tukar rupiah, tetapi tidak signifikan kebijakan produksi dan ekspor (Grateks). Permintaan untuk konsumsi masyarakat dipengaruhi harga, jumlah penduduk, krisis moneter dan tahun sebelumnya. Permintaan untuk pakan ternak dipengaruhi harga dedak. • Harga dipengaruhi harga ekspor dan tahun sebelumnya. Harga ekspor dipengaruhi harga dunia dan tahun sebelumnya. • Luas areal di wilayah sentra tidak responsif pada harga jangka pendek, namun responsif jangka panjang. Sedangkan di wilayah pengembangan responsif jangka pendek dan jangka panjang. Produktivitas tidak responsif pada perubahan harga. Penawaran responsif pada perubahan harga jangka pendek dan jangka panjang. Perkiraan di masa depan penawaran lebih tinggi dibanding permintaan.
4.	Karim, A.R. (2009)	Perilaku Harga Komoditas Jagung dan Kedelai di Pasar Aktual dan Bursa Komoditas	<ul style="list-style-type: none"> • Data <i>time series</i> (April 1992 - Mei 2008) • Metode Box-Jenkins (ARIMA) • Uji kointegrasi dan Error Correction Mecanism (ECM). • Uji kausalitas 	<ul style="list-style-type: none"> • Harga jagung di pasar aktual dipengaruhi harga 8 bulan sebelumnya dan residual 4 bulan sebelumnya, harga jagung di bursa berjangka dipengaruhi oleh harga 2 bulan sebelumnya dan residual 5 bulan sebelumnya • Harga kedelai di pasar aktual dipengaruhi harga 5 bulan sebelumnya dan residual 6 bulan sebelumnya, dan harga kedelai di bursa berjangka dipengaruhi harga 1 bulan sebelumnya dan residual 2 bulan sebelumnya. • Harga jagung dan kedelai di bursa berjangka memiliki fluktuasi lebih besar dibanding di pasar aktual karena pengaruh spekulasi pelaku pasar di bursa berjangka. Harga jagung dan kedelai di pasar aktual dan bursa berjangka terko-integrasi sehingga terjadi hubungan jangka panjang dan jangka pendek. Hal ini berarti telah terjadi hubungan kausalitas dua arah antara harga jagung dan kedelai di pasar aktual dan bursa berjangka sehingga harga di kedua pasar tersebut saling mempengaruhi.

Lanjutan Tabel 1.2.

5.	Annan, F dan Acquah, H.D (2011)	<i>A Regional Analysis of Corn Yield Models: Comparing Quadratic versus Cubic Trends</i>	<ul style="list-style-type: none"> • Data time series (1955-2009) • Two trend models, the quadratic and the cubic trend polynomial models 	<ul style="list-style-type: none"> • Tren kubik lebih sesuai untuk data hasil dari daerah West, Midwest dan South. Model tren linier dan kuadratik berturut-turut ditemukan lebih sesuai untuk data hasil dari wilayah Plains dan Atlantik. • Hasil menunjukkan bahwa data harus dibiarkan menentukan hubungan tren yang tepat untuk menghindari <i>misspecification</i> tren. Selain itu, tren hasil ditemukan tidak konsisten di semua daerah. • Lokasi yang berbeda cenderung menunjukkan tren hasil yang berbeda. Oleh karena itu disarankan bahwa perbedaan antara daerah diakui saat dilakukan tes tren hasil dan tidak melakukan generalisasi hasil penelitian ke daerah lain
6.	Sjah, T (2011)	Peluang Peningkatan Produksi Jagung di Nusa Tenggara Barat	<ul style="list-style-type: none"> • Data time series (2001-2010) • Analisis trend 	<ul style="list-style-type: none"> • Produksi jagung Nusa Tenggara Barat terus meningkat sejak 2001 hingga kini, dan diproyeksikan akan terus meningkat pada tahun-tahun mendatang. • Peningkatan produksi jagung tersebut dikontribusi oleh luas panen dan produktivitas usahatani yang keduanya mengalami peningkatan dari tahun ke tahun. • Peluang peningkatan produksi lebih besar diperoleh dari penambahan luas panen daripada dari peningkatan produktivitas.
7.	Swastika, D.K.S., Agustian, A dan Sudaryanto, T. (2011)	Analisis Senjang Penawaran dan Permintaan Jagung Pakan dengan Pendekatan Sinkronisasi Sentra Produksi, Pabrik Pakan, dan Populasi Ternak di Indonesia	<ul style="list-style-type: none"> • Analisis data time series (2000-2009) • Analisis trend 	<ul style="list-style-type: none"> • Dari 10 provinsi sentra produksi jagung, 7 provinsi diantaranya merupakan sentra pabrik pakan. Kebutuhan jagung untuk pakan abrikan 36,28% lebih tinggi dari pendekatan populasi. • Pada tahun 2020, proyeksi permintaan jagung untuk pabrik pakan 28,52% di atas proyeksi kebutuhan berdasarkan populasi ternak. Jika produksi pakan pabrikan disesuaikan dengan populasi ternak, maka kebutuhan jagung untuk bahan baku pakan jauh lebih kecil. • Ada indikasi bahwa orientasi pabrik pakan saat ini tidak hanya untuk pemenuhan kebutuhan pakan dalam negeri, tetapi juga untuk ekspor. Dengan sumberdaya yang terbatas, terutama produksi jagung dalam negeri, maka sebaiknya pabrik pakan memfokuskan produksi pakan konsentrat untuk kebutuhan dalam negeri, sehingga tidak mengganggu perkembangan industri peternakan dalam negeri.

Lanjutan Tabel 1.2.

8.	Bhatti, N. <i>et al.</i> (2011)	Supply Response Analysis of Pakistani Wheat Growers	<ul style="list-style-type: none"> • Analisis data <i>time series</i> (1961-2008) • Analisis regresi 	<ul style="list-style-type: none"> • Petani gandum respons terhadap perubahan gandum dalam hal respons produksi dan areal gandum. Kelambanan gandum terhadap kapas tidak berdampak signifikan pada produksi dan areal gandum. Hal ini karena kapas ditanam di lahan marjinal dan biasanya di wilayah barat Pakistan. • Budidaya kapas berisiko terkena serangan hama. Variabel dummy untuk periode perang memiliki dampak negatif baik pada produksi dan areal gandum di tahun 1961-2005. Koefisien kelambanan areal adalah non signifikan, menunjukkan bahwa ekspansi horizontal di daerah terbatas Pakistan, setiap peningkatan produksi akan datang melalui ekspansi vertikal di masa depan. • Elastisitas gandum sendiri adalah 0,192 dan 0,553 untuk respons produksi jangka pendek dan jangka panjang, dan sesuai kriteria ekonomi dan statistik diterima.
9.	Alam, Md. Akhtarul (2011)	An Analysis of Consumption Demand Elasticity and Supply Response of Major Foodgrains in Bangladesh	<ul style="list-style-type: none"> • Analisis data <i>time series</i> (1980-2009) • The Almost Ideal Demand System (AIDS) • Uji kointegrasi • Metode SUR 	<ul style="list-style-type: none"> • Koefisien pengeluaran riil beras negatif, yang menunjukkan beras adalah kebutuhan pokok di Bangladesh. Elastisitas pengeluaran untuk beras adalah 0,91, untuk gandum adalah 1,48. Semua elastisitas Marshallian harga sendiri bertanda negatif, sehingga meyakinkan hukum permintaan. Elastisitas harga sendiri untuk beras adalah -0.81 dan gandum adalah -0.48. • Tanda Hicks elastisitas harga sendiri juga negatif. Hicks elastisitas harga silang untuk beras dikompensasi dengan harga gandum adalah 0,03 dan untuk gandum dengan perubahan harga beras adalah 0,20. Analisis respons penawaran, hasil tes ADF menunjukkan semua variabel fungsi respons penawaran yang stasioner setelah perbedaan urutan pertama. Engle dan Granger co-integrasi tes dilakukan untuk menguji keberadaan ekuilibrium jangka panjang antarvariabel dari fungsi respons produksi beras. Hasil penelitian menunjukkan bahwa tidak ada hubungan ekuilibrium jangka panjang yang unik. • Koefisien dari harga riil dan daerah irigasi dalam model respons produksi beras positif dan signifikan secara statistik, yang menunjukkan pengaruh positif dari variabel-variabel untuk meningkatkan produksi padi. Untuk model gandum daerah respons koefisien harga relatif negatif, yang menunjukkan hubungan terbalik dengan daerah, sedangkan koefisien hasil adalah 0,18 dan secara statistik signifikan, yang menunjukkan pasokan meningkat daerah dengan peningkatan hasil. Dengan demikian, untuk harga beras yang efektif dan kebijakan air irigasi dapat meningkatkan penawaran output.

II. TINJAUAN PUSTAKA DAN LANDASAN TEORI

A. Tinjauan Pustaka

1. Produksi, Luas Panen, dan Produktivitas Jagung

Produksi jagung selama periode 1970-2000 meningkat rata-rata 4,07 persen per tahun dan Indonesia mampu berswasembada jagung sebelum tahun 1976, selama tahun 1983-1984, dan tahun 2008 (Swastika *dalam* Swastika, dkk., 2011). Selama dekade terakhir (2000-2009), pertumbuhan produksi cukup tinggi, yaitu rata-rata 7,03 persen per tahun (BPS, 2010). Namun demikian, produksi dalam negeri belum mampu memenuhi kebutuhan, sehingga masih diperlukan impor. Puncak impor mencapai 1,83 juta ton pada tahun 2006 (FAO *dalam* Swastika, dkk., 2011).

Masih rendahnya produksi jagung disebabkan oleh produktivitas jagung nasional yang masih rendah yaitu sekitar 4,23 ton per hektar (BPS, 2010). Padahal potensi produktivitas jagung hibrida berkisar antara 7-12 ton per hektar (Puslitbangtan *dalam* Swastika, dkk., 2011). Produktivitas jagung yang rendah secara nasional sejalan dengan hasil penelitian Bachtiar, *et.al* (Swastika, dkk., 2011) yang mengungkapkan bahwa pada beberapa sentra produksi jagung seperti di Sulawesi Selatan, Lampung, Sumatera Utara, dan Jawa Timur masih banyak petani yang menanam varietas lokal dan varietas unggul lama yang benihnya belum diperbaharui. Permasalahan dalam penyebaran benih bermutu adalah ketidaktersediaan benih di tingkat petani sesuai waktu tanam, dan harga benih unggul bermutu yang mahal.

Menurut Zakaria (2011) perkembangan produksi jagung di Indonesia dalam kurun waktu 2005-2009 menunjukkan peningkatan dengan laju pertumbuhan sebesar 9,52 persen per tahun. Kondisi ini sejalan dengan perkembangan luas areal panen dan tingkat produktivitas jagung yang semakin meningkat. Kebutuhan jagung nasional selama kurun waktu tersebut menunjukkan peningkatan dari 12,26 juta ton jagung pipilan kering pada tahun 2005 menjadi 17,66 juta ton jagung pipilan kering, yaitu dengan laju peningkatan 11,38 persen per tahun.

Penelitian Sudiyono (2004) menggunakan analisis trend produksi jagung di Jawa Timur dengan data *time series* mulai tahun 1983 sampai 1997. Rata-rata produksi jagung di Jawa Timur sebesar 2.492.709 ton per tahun. Variabel dalam analisis trend ini merupakan proses pendugaan dengan menggunakan variabel itu sendiri. Analisis trend ini menggunakan regresi sederhana yang berguna untuk menginformasikan kecenderungan rata-rata jangka panjang mengenai produksi jagung Jawa Timur. Koefisien determinasi sebesar 0,1973 yang berarti bahwa variasi produksi jagung saat ini ditentukan oleh variasi produksi jagung pada tahun-tahun sebelumnya sebesar 19,73%. Sedang koefisien regresi sebesar 62,55 yang signifikan pada taraf kepercayaan 90%. Ini menunjukkan adanya trend kenaikan produksi jagung di Jawa Timur sebesar 62,55 ton per tahun secara signifikan. Peningkatan produksi jagung tersebut disebabkan kenaikan luas panen dan produktivitas. Peningkatan produktivitas ini disebabkan penggunaan pupuk kimia yang relatif meningkat dari tahun ke tahun.

Adapun Soekartawi (1996) mengkaji hasil analisis trend linier pada data *time series* luas panen jagung di Indonesia relatif tumbuh cepat yaitu 20 ribu hektar per tahun selama 25 tahun sejak tahun 1968 sampai dengan 1992. Trend luas panen ini berindikasi adanya fluktuasi luas panen yang tajam dengan jarak siklus 2 tahun sekali. Sedangkan trend produktivitas jagung di Indonesia terjadi indikasi bahwa pertumbuhan produktivitas lebih tinggi daripada pertumbuhan luas panen. Kondisi produktivitas jagung tersebut memberi petunjuk pada kualitas industrifikasi yang lebih baik.

Selanjutnya Soekartawi (1996) melakukan analisis trend produktivitas jagung di Jawa Timur dari tahun 1989-1992 pada tiga musim tanam. Trend produktivitas jagung tersebut mengalami kenaikan hanya sebesar 0,72 kuintal per hektar selama 4 tahun atau naik sebesar 0,8 persen per tahun. Angka ini jauh lebih rendah bila dibandingkan dengan trend luas panen jagung yang mengalami kenaikan sebesar 11 persen per tahun. Jadi rasio kenaikan luas panen dan produktivitas adalah sebesar 14 kali lipat. Ini artinya terjadi sesuatu yang salah dalam peningkatan produktivitas jagung. Masalah utama ada pada usahatani jagung di Jawa Timur yang relatif lambannya pertumbuhan produktivitas tiap musim tanam.

Ada lima provinsi yang menjadi penghasil utama jagung yaitu Jawa Timur, Jawa Tengah, Sulawesi Selatan, Lampung, dan Nusa Tenggara Timur. Soekartawi (1996) menjelaskan bahwa ke lima provinsi ini menempati 82 persen dari total produksi jagung nasional. Data ini memberikan petunjuk bahwa

produksi jagung nasional sangat tergantung pada keberhasilan jagung di lima provinsi tersebut.

2. Perubahan Iklim *El Niño* dan *La Niña* di Indonesia

Iklim sangat menentukan komoditas pertanian yang akan diusahakan. Komoditas yang diusahakan harus cocok dengan iklim agar produktivitasnya tinggi. Iklim berpengaruh pada cara mengusahakan serta teknologi yang cocok dengan iklim (Suratiyah, 2006).

Iklim *El Niño* merupakan gejala penyimpangan (anomali) suhu yang lebih tinggi dari rata-rata normalnya, karena pemanasan di ekuator samudra pasifik dan pemanasan global. Kejadian *El Niño* sering muncul setiap tiga hingga tujuh tahun serta dapat mempengaruhi iklim dunia selama lebih dari satu tahun (Wikipedia, 2012).

Maulana (2010) menjelaskan bahwa *El Niño* berakibat adanya angin yang menuju Indonesia hanya membawa sedikit uap air, sehingga terjadi musim kemarau yang panjang, akumulasi curah hujan berkurang di wilayah Indonesia, cuaca cenderung lebih dingin dan kering. Karena posisi geografis Indonesia sebagai benua maritim, maka tidak seluruh wilayah Indonesia dipengaruhi oleh fenomena *El Niño*. Pada sektor irigasi, kondisi DAS di Indonesia cukup kritis, khususnya di Jawa. Hasil analisis terhadap data debit minimum dan maksimum dari 52 sungai tersebar di Indonesia berpotensi adanya kekeringan hidrologis. Kondisi ini mengindikasikan bahwa DAS di wilayah Indonesia setelah tahun 1990 banyak mengalami degradasi, sehingga terjadi penyimpangan iklim terhadap penurunan atau peningkatan curah hujan yang jauh dari normal.

Iklim *La Niña* di Indonesia terjadi dari perjalanan air laut yang panas ke arah barat yang akhirnya sampai ke wilayah Indonesia. Akibatnya, wilayah Indonesia akan berubah menjadi daerah bertekanan rendah (minimum) dan semua angin di sekitar Pasifik Selatan dan Samudra Hindia akan bergerak menuju Indonesia. Angin tersebut banyak membawa uap air sehingga sering terjadi hujan lebat yang menyebabkan bencana banjir. Sejak kemerdekaan di Indonesia, telah terjadi 8 kali *La Niña*, yaitu tahun 1950, 1955, 1970, 1973, 1975, 1988, 1995 dan 1999 (Maulana, 2010).

Kejadian *El Niño* tidak terjadi secara tunggal tetapi berlangsung secara berurutan pasca atau pra *La Niña*. Hasil kajian dari tahun 1900 sampai tahun 1998 menunjukkan bahwa *El Niño* telah terjadi sebanyak 23 kali (rata-rata 4 tahun sekali). *La Niña* hanya 15 kali (rata-rata 6 tahun sekali). Dari 15 kali kejadian *La Niña*, sekitar 12 kali (80%) terjadi berurutan dengan tahun *El Niño*. *La Niña* mengikuti *El Niño* hanya terjadi 4 kali dari 15 kali kejadian sedangkan yang mendahului *El Niño* 8 kali dari 15 kali kejadian. Secara umum, hal ini menunjukkan bahwa peluang terjadinya *La Niña* setelah *El Niño* tidak begitu besar. Kejadian *El Niño* 1982/83 yang dikategorikan sebagai tahun kejadian *El Niño* yang kuat tidak diikuti oleh *La Niña* (La An, 2007).

3. Analisis *Time Series*

Analisis *time series* merupakan usaha untuk mengidentifikasi faktor-faktor yang mempengaruhi nilai-nilai periodik dalam suatu serial. Spiegel (1988) menyatakan bahwa suatu *time series* merupakan serangkaian observasi yang dilakukan pada waktu-waktu tertentu dengan interval-interval yang sama. Secara

grafis *time series* digambarkan sebagai suatu titik yang bergerak menurut berlalunya waktu dan sebagai gerakan fluktuasi yang disebabkan oleh kombinasi kekuatan-kekuatan ekonomi, sosiologi, dan psikologi.

Dalam dunia ekonomi terhadap data *time series*, diduga memiliki karakteristik tertentu, sehingga nilainya berfluktuasi. Data ini terdiri atas suatu objek dan terdiri dari beberapa periode waktu (Winarno, 2007). Pernyataan Pappas (1995) dalam analisis *time series* didasarkan atas asumsi bahwa kejadian-kejadian masa mendatang akan mengikuti jalur yang ada atau, pola perilaku ekonomi masa lalu membenarkan penggunaan data historis untuk memprediksi masa depan.

4. Waktu sebagai Pendeteksi Trend

Model regresi dengan taksiran OLS dapat menunjukkan ada hubungan antara variabel dependen dan independen, meskipun sesungguhnya hubungan itu tidak ada. Hubungan lancung (*spurious relation*) ini terjadi bila variabel-variabel itu berubah dengan arah yang sama selama periode waktu tertentu. Masalah ini dapat diatasi dengan memasukkan variabel trend sebagai tambahan bagi variabel penjelas (Sumodiningrat, 2007). Alasan-alasan memasukkan variabel waktu ke dalam model yaitu:

- a. Variabel trend merupakan pengganti variabel dasar yang tidak dapat diamati secara langsung (data tidak tersedia), namun variabel dasar mempunyai pengaruh kuat terhadap variabel dependen. Seperti pada variabel dasar sebagai variabel teknologi dalam teori produksi, tetapi teknologi tidak dapat diamati secara langsung. Teknologi ini diasumsikan suatu fungsi dari waktu yang

diukur secara kronologis. Situasi tertentu, variabel dasar ini sangat terkait dengan waktu, sehingga dapat diwakili oleh variabel trend.

- b. Perhatian untuk mengamati perilaku variabel dependen selama periode waktu tertentu. Hal ini bertujuan bukan untuk meneliti penyebab terjadinya trend naik atau turun, tetapi untuk memperoleh gambaran pola data sepanjang kurun waktu tertentu.

5. Pengaruh Selang Waktu (*Lagged*)

Sumodiningrat (2007) menjelaskan bahwa lag yang terkandung dalam peristiwa ekonomi penting artinya dalam pengambilan keputusan untuk mengetahui kecepatan reaksi produsen atau konsumen dari berbagai kebijakan yang diambil. Menurut Gujarati (2007), pengaruh selang waktu (*lag*) dalam model menunjukkan adanya hubungan variabel dependen dan variabel independen tidak serentak, karena faktor lag. Model ini melibatkan perubahan dari waktu ke waktu, sehingga disebut model dinamis. Karena efek perubahan unit dalam nilai variabel independen dirasakan selama sejumlah periode waktu.

Supranto (2004) menjelaskan, bahwa masalah selang waktu (*lag*) ini dapat terjadi pada :

- a) Hubungan antara kredit perkebunan dan produksi padi. Pemberian kredit dari bank kepada perkebunan (karet, kopra, kopi, kelapa sawit, cokelat, teh, dan lain sebagainya) untuk investasi, pengaruh kredit (X) terhadap produksi (Y) memerlukan waktu. Waktu antara pemberian kredit sampai perkebunan memproduksi dapat memerlukan waktu 1 tahun (t-1), 2 tahun (t-2), bahkan 5 tahun (t-5).

- b) Hubungan antara pupuk impor dan produksi padi. Pupuk yang sekarang diimpor, baru dipakai untuk menanam padi 1 atau 2 tahun mendatang.
- c) Hubungan antara pengeluaran penelitian dan pengembangan (*R & D = Research and Development*) terhadap produktivitas. Keputusan untuk mengadakan investasi dalam R & D dan pengaruhnya terhadap produktivitas memerlukan waktu yang cukup panjang, meliputi beberapa lag.

Menurut Gujarati (2007), terjadinya respons variabel dependen terhadap perubahan satu unit variabel independen dengan *time lag* ini karena alasan psikologis, teknologi dan institusional. Kemudian menurut Sumodiningrat (2007), penyebab terjadinya *lag* dalam suatu sistem adalah sebagai berikut :

- a) Penyebab yang bersifat teknis. Produksi membutuhkan waktu, tergantung pada variabel-variabel lag, misalnya lag harga-harga input. Diperlukan waktu dari penggunaan input sampai dihasilkannya output.
- b) Penyebab yang bersifat kelembagaan. Dibutuhkan waktu untuk bereaksi terhadap kejadian-kejadian eksternal. Umpamanya, suatu perjanjian atau kontrak kerja yang menghalangi perusahaan untuk beralih dari satu sumberdaya ke sumberdaya lain, meskipun sumberdaya itu menguntungkan. Selain itu, peraturan-peraturan tertentu juga menimbulkan adanya lag. Misalnya, dana yang telah ditanamkan dalam deposito jangka panjang, tiga atau tujuh tahun, tidak bisa segera ditarik, walaupun kondisi pasar uang mengindikasikan bahwa menanam dana di tempat lain bisa mendatangkan penghasilan lebih banyak.

c) Penyebab yang bersifat psikologis. Perilaku sering didasarkan atas kelambanan (*inertia*) dan kebiasaan. Adanya kebiasaan, masyarakat tidak segera mengubah kebiasaan, setelah terjadinya penurunan harga atau kenaikan penghasilan. Karena proses perubahan itu tidak segera dirasakan manfaatnya.

Model regresi linier yang baku umumnya mengasumsikan bahwa perubahan variabel bebas (X) mengakibatkan perubahan variabel terikat (Y) pada periode waktu yang sama atau serentak dan selama periode pengamatan. Masalahnya adalah waktu (*timing*) kapan terjadinya pengaruh variabel X terhadap variabel Y. Pada umumnya suatu penyebab baru menimbulkan akibat setelah ada selang waktu tertentu. Selang waktu (antara sebab dan akibat) ini disebut lag (t-1). Perumusan realistis dari hubungan-hubungan ekonomi memerlukan nilai-nilai lag (*Lagged Values*) dari variabel X atau juga memasukkan nilai lag dari variabel Y (Sumodiningrat, 2007).

B. Landasan Teori

1. Teori Produksi dan Penawaran Jagung

Boediono (2000) menjelaskan bahwa dalam teori ekonomi, seorang produsen dihadapkan pada dua macam keputusan yaitu : (a) Berapa output yang harus diproduksi? dan (b) Berapa dan dalam kombinasi bagaimana faktor-faktor produksi (*input*) dipergunakan? Produsen dianggap akan selalu memilih tingkat output yang bisa memperoleh keuntungan total yang maksimum (*profit maximization*). Bila keadaan ini tercapai, maka produsen telah berada pada posisi

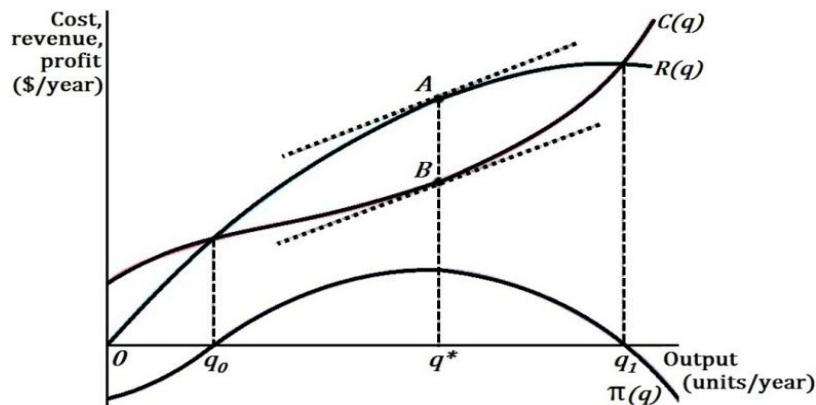
equilibrium. Posisi ini tidak ada kecenderungan produsen untuk mengubah output dan harga outputnya. Sebab bila mengurangi atau menambah volume output, maka keuntungan totalnya justru menurun.

Pindyck dan Rubinfeld (2007) menyatakan bahwa syarat *profit maximization* adalah penerimaan marjinal (MR) sama dengan biaya marjinal (MC) untuk semua produsen yang bersaing maupun tidak. Aturan ini berada pada kondisi dimana peningkatan produksi tidak menyebabkan perubahan pada keuntungan (yakni, $\Delta\pi/\Delta q = 0$). Secara aljabar dan grafik dapat diturunkan sebagai berikut :

$$\pi(q) = R(q) - C(q) \dots\dots\dots (2.1)$$

$$\frac{\Delta\pi}{\Delta q} = \frac{\Delta R}{\Delta q} - \frac{\Delta C}{\Delta q} = 0 \dots\dots\dots (2.2)$$

$$MR(q) = MC(q) \dots\dots\dots (2.3)$$

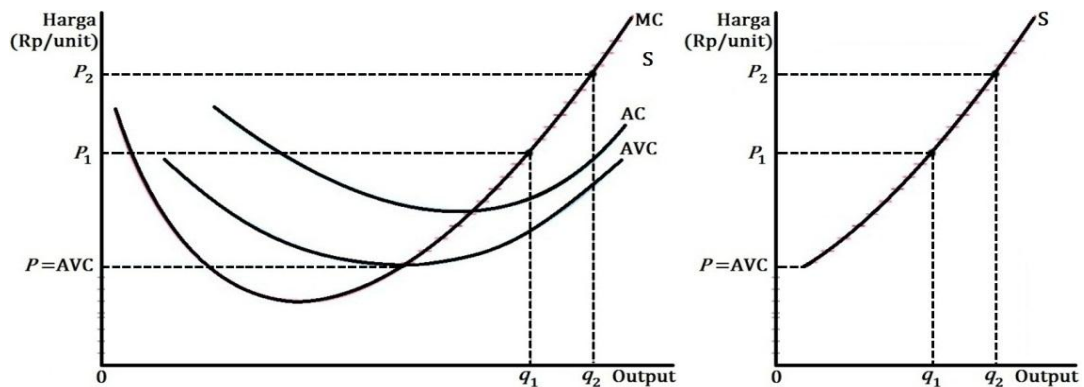


Gambar 2.1. Maksimisasi Keuntungan Jangka Pendek (Pindyck dan Rubinfeld, 2007)

Produsen memilih output q^* sehingga keuntungannya merupakan selisih AB antara penerimaan $R(q)$ dan biaya $C(q)$ menjadi maksimal. Pada tingkat output

tersebut, kemiringan kurva penerimaan (MR) sama dengan kemiringan kurva biaya (MC).

Konsep fungsi produksi hanya berkaitan dengan kombinasi jumlah input untuk memproduksi sejumlah output. Sedangkan konsep penawaran mengandung hubungan harga dan jumlah produksi. Terkait dengan teori penawaran yang didefinisikan oleh Halcrow (1981), bahwa penawaran atau kurva penawaran sebagai suatu hubungan antara berbagai jumlah produksi yang ditawarkan oleh produsen dengan harga pada periode tertentu, sehingga tersedia di pasar. Dalam hal ini, yang dimaksud dengan produsen adalah produsen pertanian yaitu sebuah unit ekonomi yang menghasilkan suatu penawaran produk pertanian dengan menggunakan suatu gabungan beberapa sumberdaya dalam produksi pertanian (Ritson dalam Irham, 1988).



Gambar 2.2. Kurva Penawaran Jangka Pendek untuk Produsen yang bersaing (Pindyck dan Rubinfeld, 2007)

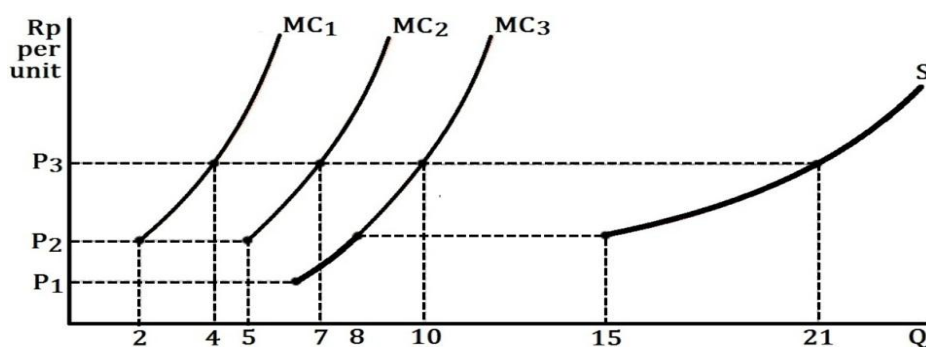
Kurva penawaran dalam jangka pendek untuk produsen yang bersaing akan memilih output sampai pada MC sama dengan harga P , selama produsen dapat menutup biaya ekonomi rata-rata (AVC). Harga P_1 dan P_2 yang menghasilkan output q_1 dan q_2 dapat memaksimalkan keuntungan. Sedangkan

untuk setiap harga P yang lebih kecil dari minimum AVC, output yang memaksimalkan keuntungan adalah nol.

Karena produsen tidak pernah menginginkan kerugian yang lebih besar dari biaya tetap yang dikeluarkan, maka kurva biaya marginal yang ada di bawah kurva biaya variabel rata-rata (AVC) tidak termasuk bagian dari kurva penawaran. Dengan kata lain bahwa kurva penawaran adalah bagian dari kurva biaya marginal yang terletak di atas kurva biaya variabel rerata (Irham, 1988).

2. Kurva Penawaran

Hukum Penawaran menyatakan bahwa semakin tinggi harga jual suatu barang semakin banyak jumlah barang tersebut yang akan ditawarkan di pasar. Sebab harga yang lebih tinggi memberikan keuntungan yang lebih tinggi kepada produsen dan ini cenderung untuk merangsang mereka memproduksi lebih banyak dan menarik produsen-produsen baru di dalam usaha ini. Maka kurva penawaran menunjukkan jumlah barang yang ditawarkan produsen pada berbagai kemungkinan tingkat harga. Jadi kurva penawaran menggambarkan apa yang diinginkan oleh produsen (Boediono, 2000).



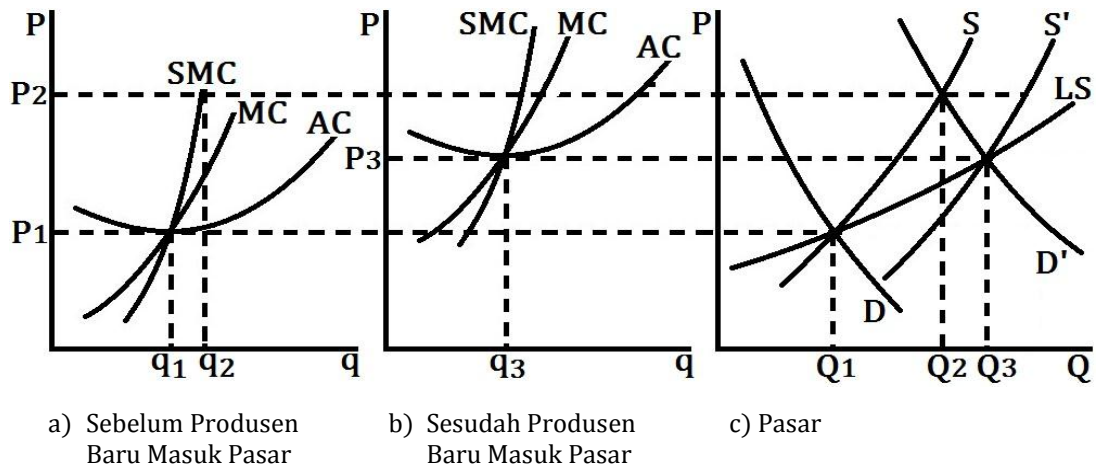
Gambar 2.3. Kurva Penawaran Pasar Jangka Pendek untuk Produsen yang Bersaing (Pindyck dan Rubinfeld, 2007)

Kurva penawaran pasar dalam jangka pendek adalah jumlah horizontal dari kurva penawaran masing-masing produsen (MC_1 , MC_2 , MC_3). Karena produsen ketiga (MC_3) mempunyai kurva biaya variabel rata-rata yang lebih rendah dari dua produsen MC_1 dan MC_2 , kurva penawaran S mulai pada harga P_1 , dan mengikuti kurva MC_3 sampai harganya menyamai P_2 yang patah (*kink*). Untuk semua harga di atas P_2 jumlah penawaran pasar adalah jumlah total penawaran oleh ketiga produsen tersebut (Pindyck dan Rubinfeld, 2007).

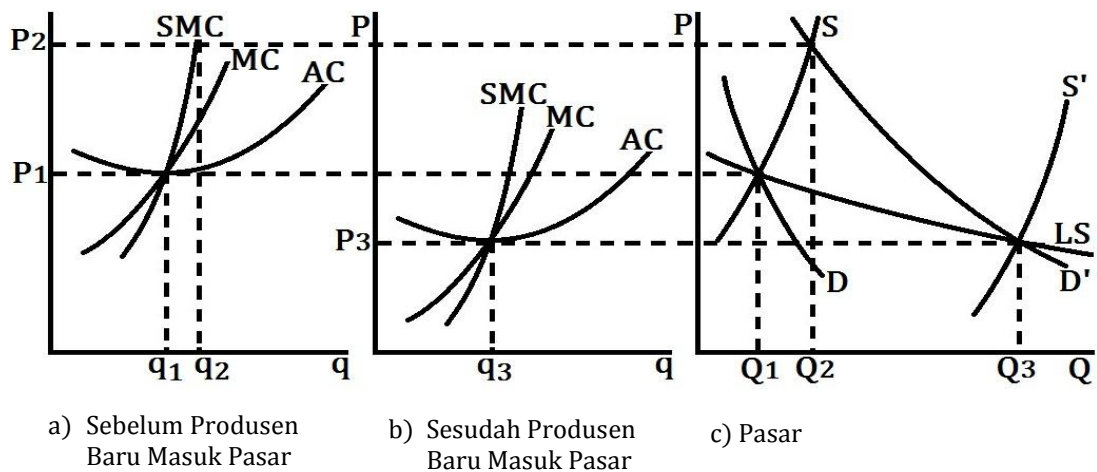
Nicholson (1999) menggambarkan kondisi kurva penawaran pasar jangka panjang (LS) yang membentuk slope positif dan negatif akibat perubahan biaya-biaya industri. Gambar 2.4 menjelaskan bahwa keseimbangan awal adalah (P_1, Q_1) . Peningkatan permintaan dari kurva D ke kurva D' menyebabkan harga P_1 naik ke P_2 , dan tiap produsen meningkatkan outputnya dari q_1 ke q_2 dengan memperoleh laba ekonomi. Laba ini menarik para produsen lain masuk pasar. Masuknya para produsen baru menyebabkan naiknya biaya-biaya industri ke level seperti pada panel b, maka keseimbangan jangka panjang akan terbentuk pada tingkat harga dan output yang lebih tinggi dari yang lama (P_3, Q_3) , dan kurva penawaran pasar jangka panjang (LS) akan mempunyai slope positif.

Gambar 2.5 menjelaskan bahwa pada mulanya pasar berada pada posisi keseimbangan pada (P_1, Q_1) . Peningkatan permintaan dari kurva D ke kurva D' menyebabkan naiknya harga dari P_1 ke P_2 . Ini menarik produsen-produsen lain masuk pasar. Masuknya produsen-produsen baru menyebabkan biaya-biaya industri semakin menurun, seperti pada panel b, maka keseimbangan pasar yang baru akan terbentuk pada tingkat harga yang lebih rendah dan output yang lebih

tinggi (P_3, Q_3), dan kurva penawaran pasar jangka panjang mempunyai slope negatif.



Gambar 2.4. Slope Positif pada Kurva Penawaran Pasar Jangka Panjang untuk Produsen yang Bersaing dengan Biaya-Biaya Semakin Meningkat (Nicholson, 1999)



Gambar 2.5. Slope Negatif pada Kurva Penawaran Pasar Jangka Panjang untuk Produsen yang Bersaing dengan Biaya-Biaya Semakin Menurun (Nicholson, 1999)

Reksoprayitno (2000) membedakan antara penawaran dan kuantitas yang ditawarkan. Penawaran yang dimaksud adalah seluruh kurva penawaran,

sedangkan kuantitas yang ditawarkan adalah titik tertentu pada sebuah kurva penawaran. Kuantitas yang ditawarkan dapat berubah sebagai akibat berubahnya harga barang, penawaran barang atau kombinasi kedua perubahan tersebut. Hal ini dapat juga terjadi perubahan harga yang dibarengi oleh perubahan penawaran, tetapi tidak mengakibatkan berubahnya kuantitas yang ditawarkan. Perubahan penawaran ini bisa juga disebabkan oleh faktor-faktor antara lain :

- a) **Perubahan harga input variabel.** Apabila harga faktor produksi variabel meningkat untuk dipakai dalam menghasilkan suatu barang, maka tendensinya penawaran akan barang tersebut berkurang atau menurun.
- b) **Perubahan teknologi.** Sebagai akibat diketemukannya pupuk buatan, meskipun biaya total per hektar naik, tetapi biaya produksi jagung per kuintalnya menurun. Walaupun harga jual jagung tidak berubah, petani bersedia menjual jagung dengan jumlah yang lebih banyak, sehingga bertambahnya penawaran jagung.
- c) **Perubahan produktivitas sumberdaya.** Iklim merupakan salah satu sumberdaya, yaitu sumberdaya alam. Perubahan sifat iklim yang dinyatakan dalam curah hujan, kecepatan angin, temperatur dan sebagainya, dapat menyebabkan musim panen yang sangat baik dan kadang mengalami kegagalan. Ini berakibat kurva penawaran bergeser ke kanan pada tahun-tahun panen berhasil baik dan ke kiri pada tahun-tahun panen mengalami kegagalan.

3. Konsep Respons Penawaran Jagung

Penelitian mengenai respons penawaran pertanian secara umum bersifat makro (agregat). Estimasi respons penawaran tersebut tidak dapat dipisahkan dari analisis secara mikro, karena pada dasarnya penawaran agregat merupakan penjumlahan horizontal dari kurva-kurva penawaran produsen (Boediono, 2000).

Teori dasar respons penawaran pertanian dinyatakan bahwa faktor-faktor insentif, termasuk harga berpengaruh positif terhadap output atau penawaran pertanian. Respons penawaran pertanian dianalisis dari output agregat. Penawaran pertanian dapat dilihat pada: a) luas lahan yang digarap; b) output per ha; dan c) hasil panen (Tambunan, 2003).

Penawaran jagung diamati oleh besarnya produksi yang direncanakan oleh petani. Kuantitatif respons penawaran jagung diukur melalui elastisitas setiap variabel bebas. Produksi total jagung merupakan hasil kali antara luas tanam dengan produktivitas. Secara matematik hubungan ini diformulasi sebagai berikut:

$$Q = A \cdot Y \dots\dots\dots (2.4)$$

Dimana Q adalah produksi, A adalah luas tanam, dan Y adalah produktivitas. Jika Q, A dan Y diasumsikan sebagai fungsi dari harga P, maka persamaan (2.4) dapat dideferensiasikan terhadap harga sebagai berikut:

$$\frac{dQ}{dP} = Y \cdot \frac{dA}{dP} + A \cdot \frac{dY}{dP} \dots\dots\dots (2.5)$$

$$\frac{P}{Q} \cdot \frac{dQ}{dP} = Y \cdot \frac{P}{Q} \cdot \frac{dA}{dP} + A \cdot \frac{P}{Q} \cdot \frac{dY}{dP} \dots\dots\dots (2.6)$$

$$\frac{P}{Q} \cdot \frac{dQ}{dP} = \frac{P}{Q} \cdot \frac{dA}{dP} + \frac{P}{Y} \cdot \frac{dY}{dP} \dots\dots\dots (2.7)$$

$$E_Q = E_A + E_Y \dots\dots\dots (2.8)$$

Dimana E_Q adalah elastisitas (respon) penawaran jagung terhadap harga jagung, E_A adalah elastisitas (respon) luas tanam jagung terhadap harga jagung, sedangkan E_Y adalah elastisitas (respon) produktivitas jagung terhadap harga jagung. Respons penawaran jagung ini dapat diestimasi secara langsung melalui fungsi produksi, atau secara tidak langsung melalui fungsi luas tanam dan fungsi produktivitas (Mubyarto and Fletcher, 1975; Sumodiningrat, 1977; Irham, 1988).

Respons petani terhadap perubahan harga, dapat diukur dengan areal tanam sebagai variabel dependen dan bukannya produksi aktual. Menurut Lim Lin Shu (Irham, 1988), produksi aktual bukan merupakan wakil (*proxy*) terbaik bagi produksi yang direncanakan. Alasan penggunaan respons luas tanam (*area response*) didasarkan pada kenyataan, bahwa produksi pertanian dipengaruhi oleh faktor alam yang petani tidak memiliki kemampuan untuk mengontrolnya. Akibatnya petani tidak dapat merealisasikan kenaikan produksi yang direncanakan pada periode tertentu sebagai reaksi terhadap kenaikan harga pada periode sebelumnya, misalnya akibat kemarau panjang. Areal tanam akan memberikan petunjuk yang lebih baik terhadap maksud petani karena petani memiliki penguasaan yang baik terhadap variabel ini.

Penggunaan respons luas tanam sebagai *proxy* respons output yang direncanakan petani, harus memenuhi dua syarat yaitu: 1) input-input selain tanah dapat diubah secara proporsional terhadap areal tanam, dan 2) proses produksi tidak dalam keadaan *diminishing return to scale*. Jika terjadi *diminishing return to scale* akan menyebabkan biaya produksi naik, sehingga keuntungan tidak bisa naik. Akibatnya kenaikan harga tidak dapat merangsang petani untuk

meningkatkan produksinya. Petani mungkin memutuskan untuk menanam hanya sebagian arealnya. Keadaan ini, luas tanam bukan merupakan *proxy* yang baik bagi output yang diinginkan petani. Respons petani tersebut tidak hanya dipengaruhi oleh faktor harga, tetapi juga faktor-faktor non harga (Tabel 2.1) yang digunakan para peneliti di berbagai negara (Irham, 1988).

Tabel 2.1. Faktor-faktor Non Harga yang Mempengaruhi Respons Penawaran Pertanian

No.	Variabel	Keterangan
1.	Sistem sosial	Seorang kapitalis lebih berorientasi pasar, lebih responsif.
2.	Struktur sewa-menyewa	Petani akan bereaksi positif terhadap perubahan harga jika mereka dapat menikmati keuntungan yang lebih besar.
3.	Tingkat pendidikan	Petani terpelajar memainkan peran yang lebih nyata di pasar.
4.	Tingkat pendapatan	Tingkat pendapatan tinggi menunjukkan derajat orientasi pasar yang lebih besar.
5.	Rata-rata luas usahatani	Petani dengan usahatani lebih besar, lebih peka terhadap pasar.
6.	Kualitas tanah	Lebih subur, responnya lebih positif.
7.	Keadaan iklim	Perubahan iklim berpengaruh pada tingkat risiko.
8.	Kebijakan pemerintah	Kredit dan stabilisasi harga dapat mempengaruhi risiko; kenaikan pendapatan cenderung memperbaiki jumlah dan nilai output.
9.	Teknologi	Kemajuan teknologi dapat menurunkan biaya produksi sehingga menaikkan keuntungan, dengan demikian akan mempertinggi respon.
10.	Irigasi	Perbaikan irigasi mempertinggi respons, baik respons luas tanam maupun hasil per hektar.
11.	Jumlah penduduk pertanian	Makin tinggi jumlah penduduk pertanian, makin tinggi tingkat responsnya.

Sumber : Cahyono (Irham, 1988).

4. Respons Penawaran Model Nerlove

Studi ekonometrik tentang respons penawaran pertanian yang dilakukan oleh para peneliti terdahulu sangat beragam model. Menurut Mamingi (1996),

bahwa model yang paling berkembang adalah model yang dikembangkan oleh Nerlove (1958). Model Nerlove merupakan model penawaran dinamik yang semula dikembangkan dalam konteks *crop-by-crop supply response*. Nerlove menyatakan, bahwa output (kuantitas atau areal) adalah suatu fungsi dari harga yang diharapkan P_t^* (*expected price*), penyesuaian output Q_t^* (*output adjustment*) dan beberapa variabel lain Z_t (*exogenous variables*). Sistem model Nerlove yang ditulis oleh Askari dan Cummings (Mamingi, 1996) diformulasikan sebagai berikut:

$$Q_t^* = \alpha + \alpha_p P_t^* + \alpha_z Z_t + U_t \dots\dots\dots (2.9)$$

$$P_t^* = P_{t-1}^* + \beta(P_{t-1} - P_{t-1}^*) \dots\dots\dots (2.10)$$

$$Q_t = Q_{t-1} + \gamma(Q_t^* - Q_{t-1}) \dots\dots\dots (2.11)$$

Dimana :

- Q_t = Output aktual periode t
- Q_t^* = Output yang disesuaikan/diinginkan/direncanakan periode t
- P_t = Harga riil produsen yang aktual periode t
- P_t^* = Harga riil produsen yang diharapkan periode t
- Z_t = Faktor *exogenous* yang mempengaruhi penawaran periode t (*supply shifters*)
- U_t = Variabel tidak teramati (*disturbance term*)
- β = Koefisien harapan ($0 < \beta < 1$)
- γ = Koefisien penyesuaian ($0 < \gamma < 1$)
- $\alpha, \alpha_p, \alpha_z$ = Konstanta dan koefisien regresi

Nerlove (Irham, 1988) mengasumsikan bahwa produsen (petani) berusaha untuk memaksimalkan penerimaan berdasarkan harga yang diharapkan terjadi pada periode yang akan datang. Penawaran sekarang merupakan hasil keputusan yang lalu dan didasarkan pada harapan sebelumnya tentang harga komoditi yang

sekarang. Perubahan harga output yang akan datang, akan menyebabkan perubahan output yang direncanakan. Dengan kata lain, kenaikan harga harapan akan menaikkan output yang direncanakan. Namun kenaikan ini belum tentu terdistribusi secara merata pada setiap periode atau rencana berikutnya.

Terkait variabel harga, Askari dan Cummings (Irham, 1988) merangkum empat jenis variabel harga mengenai respons penawaran yaitu: 1) harga absolut yang diterima petani; 2) harga riil yaitu rasio antara harga komoditi yang diterima petani dengan indeks harga konsumen; 3) harga relatif terhadap input, yaitu rasio harga komoditi yang diterima petani dengan indeks harga input; dan 4) harga relatif terhadap komoditi alternatif. Model respons penawaran untuk tanaman musiman yang dikembangkan oleh Nerlove ada tiga model yaitu: 1) model harapan adaptif (*adaptive expectation model*), 2) model penyesuaian parsial (*partial adjustment model*), dan 3) model harapan-penyesuaian (*expectation-adjustment model*).

5. Respons Penawaran Model Harapan Adaptif Nerlove

Dalam bentuk linier, model harapan adaptif Nerlove didasarkan pada persamaan sebagai berikut:

$$Q_t = \alpha + \alpha_p P_t^* + U_t \dots\dots\dots(2.12)$$

Dengan asumsi, bahwa petani lebih respons terhadap harga yang diharapkan daripada harga yang terjadi pada periode sebelumnya. Setiap periode, petani mengubah harga yang diharapkan terjadi pada periode berikutnya secara

proporsional terhadap kesalahan dalam meramalkan harga pada periode sebelumnya. Hal ini diformulasikan dalam persamaan (2.10).

Variabel harga yang diharapkan untuk periode t pada persamaan (2.12) dapat ditulis dalam bentuk :

$$P_t^* = -\frac{\alpha}{\alpha_p} + \frac{1}{\alpha_p} Q_t - \frac{1}{\alpha_p} U_t \dots\dots\dots (2.13)$$

Sedangkan untuk periode t-1, persamaan (2.12) menjadi :

$$P_{t-1}^* = -\frac{\alpha}{\alpha_p} + \frac{1}{\alpha_p} Q_{t-1} - \frac{1}{\alpha_p} U_{t-1} \dots\dots\dots (2.14)$$

Dari persamaan (2.15) dibentuk menjadi :

$$P_t^* = \beta P_{t-1} + (1 - \beta) P_{t-1}^* \dots\dots\dots (2.15)$$

Variabel P_{t-1}^* pada persamaan (2.14) disubstitusikan ke dalam persamaan (2.15), lalu hasilnya disubstitusikan P_t^* ke dalam persamaan (2.12) menjadi :

$$Q_t = \alpha\beta + (1 - \beta)Q_{t-1} + \alpha_p\beta P_{t-1} + U_t - (1 - \beta)U_{t-1} \dots\dots\dots (2.16)$$

Atau dengan simplifikasi menjadi :

$$Q_t = \beta_0 + \beta_1 Q_{t-1} + \beta_2 P_{t-1} + V_t \dots\dots\dots (2.17)$$

Dimana :

$$\beta_0 = \alpha\beta$$

$$\beta_1 = (1 - \beta)$$

$$\beta_2 = \alpha_p\beta$$

$$V_t = U_t - (1 - \beta)U_{t-1}$$

Seluruh variabel dalam persamaan (2.17) dapat diobservasi, maka parameternya dapat diestimasi dengan OLS (*Ordinary Least Squares*) (Irham, 1988).

6. Respons Penawaran Model Penyesuaian Parsial Nerlove

Model ini diturunkan dari kondisi petani yang memiliki ekspektasi tetap dan didasarkan dari rencana produksi pada tingkat harga tertentu. Bentuk yang sederhana untuk model ini, diformulasi dengan satu determinan yaitu harga.

$$Q_t^* = \alpha + \alpha_p P_{t-1} + U_t \dots\dots\dots (2.18)$$

Disini Q_t^* adalah output yang direncanakan petani pada periode t, jika tidak ada kesulitan dalam melakukan penyesuaian.

Variabel Q_t^* tidak dapat diobservasi, karena persamaan (2.18) tidak dapat diestimasi, maka harus diasumsikan bahwa output aktual periode t sama dengan output periode sebelumnya (t-1) ditambah dengan suatu faktor yang proporsional dengan perbedaan antara output yang direncanakan sekarang dengan output pada periode sebelumnya, formulasinya adalah :

$$Q_t - Q_{t-1} = \gamma [Q_t^* - Q_{t-1}]; \quad 0 < \gamma < 1 \dots\dots\dots (2.19)$$

di sini γ merupakan koefisien penyesuaian (*coefficient of adjustment*).

Dari persamaan (2.19), variabel Q_t^* dapat disajikan ke dalam bentuk variabel yang dapat diobservasi yaitu :

$$Q_t^* = \frac{1}{\gamma} Q_t - \frac{(1 - \gamma)}{\gamma} Q_{t-1} \dots\dots\dots (2.20)$$

Dengan mensubstitusikan persamaan (2.20) ke dalam (2.18), maka diperoleh :

$$\frac{1}{\gamma} Q_t - \frac{(1 - \gamma)}{\gamma} Q_{t-1} = \alpha + \alpha_p P_{t-1} + U_t \dots\dots\dots (2.21)$$

atau

$$Q_t = \alpha\gamma + (1 - \gamma) Q_{t-1} + \alpha_p\gamma P_{t-1} + \gamma U_t \dots\dots\dots (2.22)$$

Atau dengan simplifikasi menjadi :

$$Q_t = \gamma_0 + \gamma_1 Q_{t-1} + \gamma_2 P_{t-1} + W_t \dots\dots\dots (2.23)$$

Dimana :

$$\gamma_0 = a\gamma$$

$$\gamma_1 = (1 - \gamma)$$

$$\gamma_2 = \alpha_p\gamma$$

$$W_t = \gamma U_t$$

Model harapan adaptif dan model penyesuaian parsial menghasilkan variabel yang sama dalam persamaan (2.20) dan (2.23), tetapi *error term*-nya berbeda. Kemudian dalam persamaan (2.23) dapat ditambahkan determinan-determinan yang lain (*supply shifters*) seperti berikut ini:

$$Q_t = \gamma_0 + \gamma_1 Q_{t-1} + \gamma_2 P_{t-1} + \gamma_3 Z_t + W_t \dots\dots\dots (2.24)$$

Dimana Z_t adalah *supply shifters*, γ_3 sama dengan $\alpha_z\gamma$ dan α_z adalah koefisien dari Z_t dalam persamaan dasar Nerlove (2.9) dengan Q_t^* sebagai variabel dependen. Seluruh variabel dalam persamaan (2.24) dapat diobservasi, maka parameternya dapat diestimasi dengan OLS (Irham, 1988).

7. Respons Penawaran Model Harapan-Penyesuaian Nerlove

Model ini diasumsikan bahwa petani memperhitungkan *lag* harapan dan *lag* penyesuaian. Model harapan adaptif terkait dengan *lag* ketidakpastian dan kurangnya arus informasi. Sedangkan model penyesuaian parsial terkait dengan *lag* dari perubahan keadaan teknologi, kelembagaan dan kenaikan biaya.

Jika harga hanya faktor penentu dengan asumsi bahwa output yang direncanakan merupakan fungsi dari harga yang diharapkan, maka persamaan (2.9) menjadi :

$$Q_t^* = \alpha_p P_t^* \dots\dots\dots (2.25)$$

Untuk periode t menjadi :

$$P_t^* = \frac{1}{\alpha_p} Q_t^* \dots\dots\dots (2.26)$$

Untuk periode t-1 menjadi :

$$P_{t-1}^* = \frac{1}{\alpha_p} Q_{t-1}^* \dots\dots\dots (2.27)$$

Jika persamaan (2.27) disubstitusi ke dalam persamaan (2.10) akan menjadi :

$$P_t^* = \beta P_{t-1}^* + \frac{(1 - \beta)}{\alpha_p} Q_{t-1}^* \dots\dots\dots (2.28)$$

Kemudian P_t^* ini disubstitusi ke persamaan (2.25) akan menjadi :

$$Q_t^* = \alpha_p \beta P_{t-1}^* + (1 - \beta) Q_{t-1}^* \dots\dots\dots (2.29)$$

Jika Q_t^* ini disubstitusi ke persamaan (2.11), maka menjadi :

$$Q_t = \alpha_p \beta \gamma P_{t-1}^* + [(1 - \beta) + (1 - \gamma)] Q_{t-1} - (1 - \beta)(1 - \gamma) Q_{t-2} \dots\dots\dots (2.30)$$

Persamaan (2.30) menunjukkan adanya koefisien β dan γ dalam kondisi simetrik dalam persamaan. Ini akan terjadi kesulitan untuk memecah persoalan, apakah perubahan Q_t dalam persamaan (2.30) karena pengaruh koefisien harapan β atau koefisien penyesuaian γ (Irham, 1988).

8. Respons Penawaran terhadap Harga Naik dan Harga Turun

Terkait harga yang diterima petani, menurut Tambunan (2003) bahwa ada kasus-kasus yang mana respons penawaran pertanian terhadap kenaikan harga (*price increase*) berbeda dengan penurunan harga (*price decrease*), walaupun dalam suatu persentase perubahan yang sama. Johnson (Mamingi, 1996) menjelaskan bahwa salah satu penyebab perbedaan respons tersebut, karena di

sektor pertanian terdapat beberapa aset tetap (*fixed assets or sticky assets*), seperti tanah, pohon, bangunan dan peralatan (*equipment*) yang dibeli pada saat harga tinggi (diperlukan untuk meningkatkan produksi). Saat harga rendah, aset-aset tersebut tidak mudah atau tidak mungkin dikurangi atau dihilangkan, kalau dijual akan mengakibatkan kerugian besar di masa depan pada saat harga tinggi lagi, karena kapasitas produksi tidak cukup. Jaforullah (Mamingi, 1996) menambahkan bahwa fenomena ini dapat juga disebabkan oleh inovasi teknologi pertanian.

Mamingi (1996) mengembangkan suatu konsep ekonometrika dalam model respons penawaran pertanian, khususnya di negara sedang berkembang dengan kuantifikasi dari kenaikan harga (*price increases*) dan penurunan harga (*price decrease*) diformulasikan dalam persamaan basis sebagai berikut :

$$Q_t = \alpha_0 + \alpha_N P_{t-1}^N + \alpha_T P_{t-1}^T + \alpha_Z Z_t + H_t \dots \dots \dots (2.31)$$

Dimana: Q_t = Output (*supply*) pertanian
 P_{t-1}^N = Harga naik (*rising price*)
 P_{t-1}^T = Harga turun (*falling price*)

Adanya variabel harga naik dan harga turun di dalam model persamaan (2.31), maka dilakukan pendekatan konsep Trail *et al.* (Mamingi, 1996) dengan menggunakan dekomposisi harga sebagai berikut :

$$P_{t-1}^N = P_{t-1}^N + \omega^N (P_t - P_t^{max}) \dots \dots \dots (2.32)$$

$$P_{t-1}^T = P_{t-1}^T + \omega^T (P_t - P_{1-t}) \dots \dots \dots (2.33)$$

Dimana: P_t^{max} = Harga maksimum sebelumnya (*previous maximum price*)
 ω^N = 1, jika $P_t > P_t^{max}$ dan 0 sebaliknya
 ω^T = 1, jika $P_t < P_t^{max}$ dan 0 sebaliknya

Para penulis merekomendasikan dengan model Almon untuk mengetahui panjang periode kenaikan harga dan penurunan harga dalam mengatasi masalah aset-aset jangka panjang (*eternal assets*). Aset-aset ini diperoleh ketika harga tinggi yang tidak dijual dalam jangka panjang saat terjadi harga turun. Ini berarti jangka pendek asimetri ke jangka panjang (Burton, *dalam* Mamingi, 1996).

9. Konsep Elastisitas Penawaran

Ukuran kuantitatif respons petani yang berkaitan dengan penawaran adalah ukuran elastisitas. Konsep elastisitas ini banyak digunakan dalam ilmu ekonomi dan sangat penting dalam masalah kebijakan di sektor pertanian (Irham, 1988).

Elastisitas mengukur kepekaan satu variabel dengan variabel lainnya. Elastisitas penawaran karena harga, adalah persentase perubahan jumlah penawaran akibat kenaikan setiap satu persen dari harga. Elastisitas ini biasanya positif, karena harga yang lebih tinggi memberi insentif kepada para produsen untuk meningkatkan *output* (Pindyck dan Rubinfeld, 2007). Elastisitas penawaran dapat dituliskan sebagai berikut :

$$E_S = \frac{\% \Delta Q_s}{\% \Delta P} \dots\dots\dots (2.34)$$

Makin besar angka elastisitas, berarti penawaran semakin elastis. Artinya, perubahan harga yang relatif kecil mengakibatkan perubahan jumlah produk yang ditawarkan relatif besar. Oleh karena itu, koefisien elastisitas dapat digunakan untuk mengestimasi respons petani terhadap perubahan harga (Irham, 1988).

Elastisitas dari suatu fungsi didefinisikan sebagai perubahan proporsional dari nilai variabel dependen dibagi dengan perubahan secara proporsional dari nilai variabel independennya (Prayudi, 2009). Menurut Widarjono (2009), bahwa fungsi ini berbentuk persamaan model regresi non linier dalam variabel yang disusun menjadi model regresi eksponensial dengan formulasi sebagai berikut:

$$Q_t = \alpha P_t^{\alpha_p} e^{v_t} \dots\dots\dots (2.35)$$

Dimana $e = 2,719$, persamaan (2.35) tersebut dapat diestimasi dengan cara melakukan transformasi dalam bentuk persamaan logaritma natural sebagai berikut:

$$\ln Q_t = \ln \alpha + \alpha_p \ln P_t + v_t \dots\dots\dots (2.36)$$

Dimana \ln adalah logaritma natural. Persamaan (2.36) juga seringkali ditulis dalam bentuk persamaan berikut:

$$\ln Q_t = \alpha_0 + \alpha_p \ln P_t + v_t \dots\dots\dots (2.37)$$

Dimana $\alpha_0 = \ln \alpha$, persamaan (2.37) tersebut dikenal sebagai model log linear, sehingga bisa diestimasi dengan teknik *least squares*. Karakteristik dari model ini merupakan model transformasi regresi eksponensial menjadi model log linier, maka slope pada koefisien α_p adalah elastisitas Q_t dari P_t . Hal ini merupakan elastisitas penawaran pada variabel dependen terhadap variabel independen dalam jangka pendek.

Sedangkan elastisitas penawaran dalam jangka panjang dapat diketahui dengan model Nerlove untuk penawaran jagung. Ghatak dan Ingersent (1984) menyatakan bahwa model Nerlove (1958) dikembangkan dari harga yang diharapkan (P_t^*) dapat menentukan output yang disesuaikan (Q_t^*) pada setiap

periode produksi. Output aktual secara parsial berubah dalam proporsi terhadap perbedaan antara output aktual periode sebelumnya dan output penyesuaian jangka panjang. Tingkat penyesuaian (γ) berkaitan dengan kekakuan teknis dan kelembagaan. Model ini disusun dalam suatu sistem persamaan model Nerlove yang terdapat pada persamaan (2.9), (2.10) dan (2.11). Sistem persamaan model ini, untuk menghilangkan variabel-variabel yang tidak bisa diobservasi dalam model, maka disesuaikan dengan persamaan (2.24) dan ditransformasi dengan model log linear untuk memperoleh elastisitas jangka pendek dan jangka panjang, diformulasikan menjadi:

$$\ln Q_t = \gamma_0 + \gamma_1 \ln Q_{t-1} + \gamma_2 \ln P_{t-1} + \gamma_3 \ln Z_t + W_t \dots \dots \dots (2.38)$$

Dimana γ_2 parameter dari elastisitas penawaran jangka pendek, sedangkan $\left(\frac{\gamma_2}{1-\gamma_1}\right)$ parameter dari elastisitas penawaran jangka panjang (Tambunan, 2003).

Model ini diterangkan oleh Nerlove sebagai model kebijakan harga untuk merangsang pertumbuhan dan stabilitas yang memerlukan suatu pemahaman atas dampak jangka panjang dari perubahan harga produsen dibanding pengaruhnya dalam jangka pendek. Karena itu, penyesuaian jangka panjang lebih berarti bagi produsen dibanding kemampuannya dalam penyesuaian dalam jangka pendek (Prayudi, 2009).

Elastisitas harga dari penawaran mengandung efek substitusi. Hal Ini menunjukkan adanya elastisitas silang antara komoditi yang berbeda. Besar dan arah (negatif atau positif) dari efek substitusi dari suatu perubahan harga ditentukan oleh keputusan petani dalam menyikapi perubahan harga tersebut, yaitu jenis tanaman apa yang akan ditanam, berapa banyak, dan apakah hasil

panennya untuk kebutuhan sendiri atau dijual ke pasar. Selain sikap petani tersebut, besar kecilnya nilai elastisitas harga dari penawaran juga ditentukan oleh ketersediaan faktor-faktor produksi dan input-input lainnya yang semua ini menentukan besar kecilnya kapasitas produksi. Kapasitas produksi yang rendah akan membuat respons dari industri atau sektor bersangkutan rendah terhadap suatu perubahan harga. Jadi, besarnya respons penawaran pertanian terhadap perubahan harga dapat dianalisis pada tingkat makro (Tambunan, 2003).

10. Analisis Regresi Data Panel

Data panel adalah gabungan data silang (*cross section*) dengan data runtut waktu (*time series*). Data panel diperkenalkan oleh Howles pada tahun 1950. Data runtut waktu meliputi suatu objek, tetapi meliputi beberapa periode (harian, bulanan, kuartalan, tahunan). Data silang terdiri atas beberapa atau banyak obyek (*cross section*), sering disebut responden, dengan beberapa jenis data (misalnya laba, biaya dan tingkat investasi). Analisis regresi dengan data panel ada kemungkinan asumsi yang menganggap bahwa konstanta (*intercept*) dan koefisien regresi (*slope*) tetap atau berubah-ubah (Winarno, 2007). Beberapa asumsi dalam aplikasi persamaan regresi pada data panel (Tabel 2.2).

Menurut Widarjono (2009), bahwa analisis regresi data panel dengan pendekatan *fixed effect* yang menggunakan variabel *dummy*, bertujuan mewakili ketidaktahuan tentang model yang sebenarnya. Model *fixed effect* mempunyai konsekuensi berkurangnya derajat kebebasan dan mengurangi efisiensi parameter.

Tabel 2.2. Asumsi Aplikasi Regresi pada Data Panel

Model	Konstanta (<i>Intercept</i>)	Koefisien	<i>Error Terms</i>	Estimasi
<i>Common Effect</i>	Sama antar objek & antar waktu	Sama antar objek & antar waktu	Tidak saling berhubungan Antar objek & antar waktu	<i>Least Squares</i>
<i>Fixed Effect</i>	Berbeda antar objek, tetapi Sama antar waktu	Sama antar objek & antar waktu	Tidak saling berhubungan antar objek & antar waktu	<i>Least Squares Dummy Variabels</i>
<i>Random Effect</i>	Berbeda antar objek, tetapi Sama antar waktu	Sama antar objek & antar waktu	Saling berhubungan antar objek & antar waktu	<i>Generalized Least Squares</i>

Sumber : Winarno (2007) dan Widarjono (2009)

11. Analisis Trend

Secara matematis analisis trend dirumuskan sebagai nilai-nilai (Q_1, Q_2, \dots) dari sebuah variabel Q pada waktu-waktu (t_1, t_2, \dots). Dengan demikian, Q merupakan fungsi dari t yang dinyatakan sebagai $Q = f(t)$, secara matematis dituliskan dalam persamaan linier, yaitu sebagai berikut (Spiegel, 1988).

$$Q_t = a + b T \dots\dots\dots(2.39)$$

Trend linier adalah hubungan dimana jika suatu variabel mengalami kenaikan atau penurunan, maka variabel yang lain juga akan mengalami hal yang sama (Santosa dan Ashari, 2005). Sedangkan menurut Bradley dan Paul Patton (1998), bahwa trend dengan tipe fungsi non-linier sering digunakan untuk analisis jangka panjang dalam studi ekonomi, manajemen dan bisnis. Beberapa model trend dalam analisis terhadap data *time series* (Tabel 2.3).

Tabel 2.3. Model-model Trend dalam Analisis *Time Series*

No.	Model	Asumsi
1.	<i>Free Hand</i>	Penarikan garis trend linier secara bebas berdasarkan dua titik koordinat yang ditentukan secara subyektif.
2.	<i>Semi Average</i>	Trend yang membagi dua data time series menjadi tahun dasar dan pertambahan trend yang linier.
3.	<i>Least Square</i>	Jumlah kuadrat dari semua deviasi antara variabel-variabel memiliki koordinat sendiri-sendiri yang berjumlah seminimal mungkin untuk garis trend linier yang akurat.
4.	<i>Moving Average</i>	Trend linier dari nilai rata-rata bergerak menurut jumlah tahun tertentu menjadi rata-rata trend yang teratur.
5.	<i>Trend Non Linier</i>	Dalam jangka panjang akan berkecenderungan <i>non linier</i> , akibat semakin banyak faktor yang berpengaruh.

Sumber: Saleh (1998), Gujarati (2012), PASW (2009).

Analisis trend merupakan metode analisis yang ditujukan untuk melakukan suatu estimasi maupun peramalan pada masa mendatang. Analisis ini digolongkan ke dalam analisis jangka pendek dan jangka panjang. Jika analisis yang dipakai jangka pendek, maka ada trend yang model analisisnya dianggap berbentuk linier. Sedangkan dalam jangka panjang banyak faktor yang ikut mempengaruhi fluktuasi data *time series*, sehingga bentuk analisisnya cenderung bersifat *non-linier*. Fluktuasi yang terjadi dalam jangka panjang disebabkan oleh banyak faktor yaitu perubahan jumlah penduduk, kebiasaan masyarakat, penemuan teknologi baru, musim dan iklim (Saleh, 1998).

Implikasi bentuk linier dinyatakan bahwa *intercept* dan *slope* persamaan regresi harus tetap konstan untuk seluruh nilai variabel trend. Uji linieritas dianalisis dengan membagi dua data *time series* menjadi dua subtrend. Kemudian

diuji statistik-F, apakah terdapat perbedaan *intercept* dan *slope* antara kedua subtrend tersebut. Jika ada perbedaan yang signifikan, maka persamaan regresi yang sesungguhnya tidak linier dalam jangka panjang. Dalam bentuk grafik menunjukkan bahwa garis-garis subtrend tidak sejajar (Sumodiningrat, 2007).

C. Kerangka Pemikiran

Jagung merupakan salah satu komoditas pertanian utama yang banyak diusahakan oleh petani di Indonesia. Jagung tidak hanya sebagai bahan pangan tetapi juga sebagai bahan baku industri, maka penawaran jagung Indonesia diharapkan peningkatannya melalui respons petani jagung Indonesia.

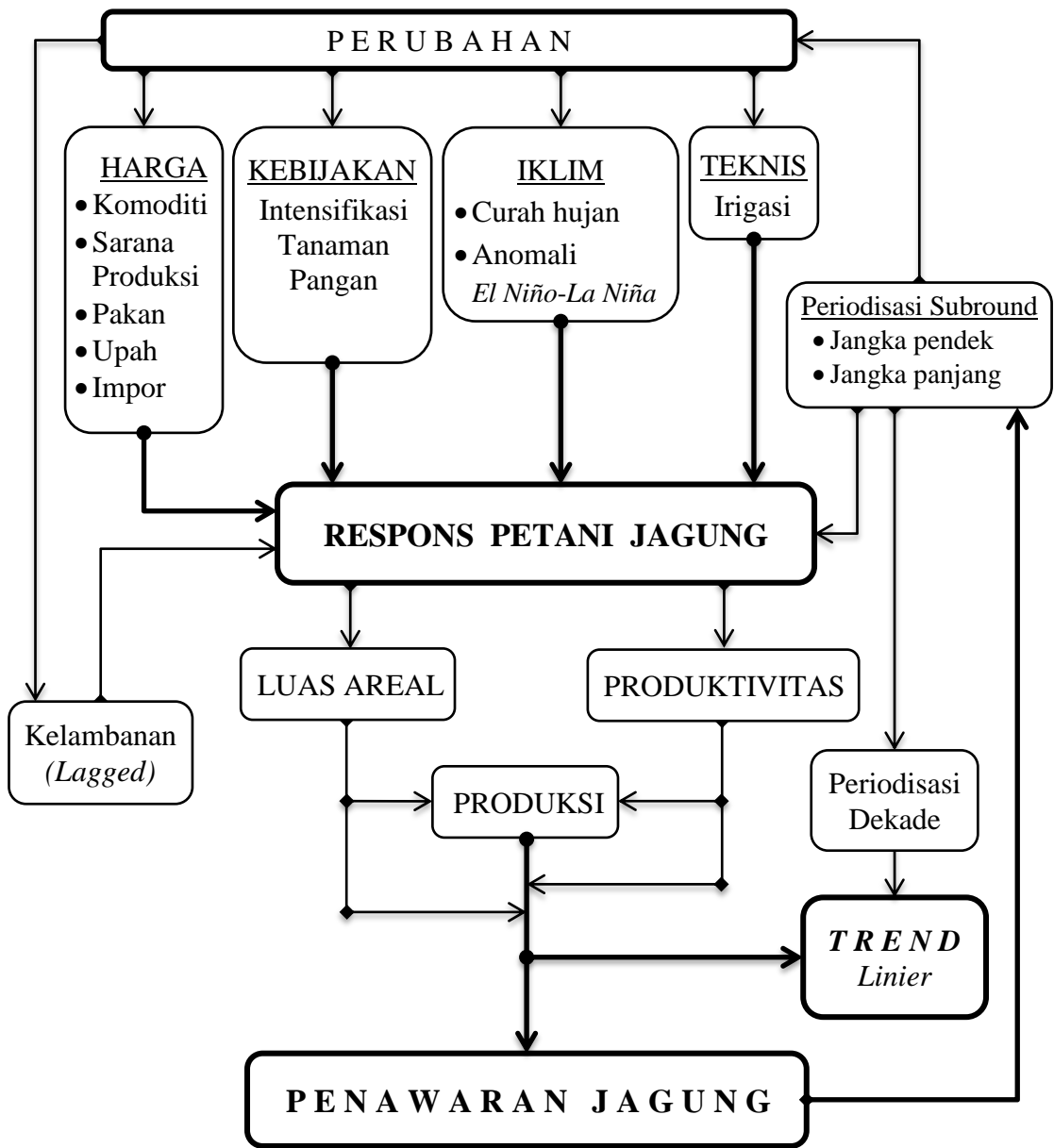
Perkembangan jagung Indonesia yang drastis berada di Provinsi Lampung, Jawa Timur, Jawa Tengah dan Sulawesi Selatan yang menjadi daerah sentra produksi utama Indonesia. Keempat sentra produksi tersebut diobservasi untuk mengkaji perkembangan jagung dan penawaran jagung dengan mengetahui trend dan respons petani pada kondisi luas panen, produksi dan produktivitas jagung.

Untuk mengetahui perkembangan jagung Indonesia, baik dalam jangka pendek maupun jangka panjang dikaji dengan analisis trend dari fluktuasi luas panen, produksi dan produktivitas jagung dalam periodisasi subround. Perkembangan jagung Indonesia ini merupakan dinamika dari periode ke periode subround yang fluktuatif sepanjang tiga dekade (periode analisis). Kondisi fluktuasi tersebut diobservasi untuk mengidentifikasi model trend dalam fungsi linier untuk jangka pendek (subtrend satu dekade) dan nonlinier untuk jangka panjang (tiga dekade). Model trend ini untuk mengetahui fungsi trend luas panen,

trend produksi dan trend produktivitas jagung yang mengalami pertumbuhan meningkat, menurun atau stagnan dalam jangka panjang. Fungsi trend ini mendasari arah perkembangan atau kondisi penawaran alami (*natural supply*) jagung Indonesia.

Terkait dengan respons petani jagung Indonesia, maka dilakukan observasi di sentra produksi utama Indonesia dengan data *time series* periodisasi subround untuk mengidentifikasi determinan penawaran jagung dari faktor ekonomi, kebijakan, iklim dan teknis. Selanjutnya dikaji adanya kelambanan respons petani jagung akibat perubahan faktor ekonomi dan kebijakan. Karena petani jagung memiliki ekspektasi untuk memperoleh keuntungan yang lebih baik, maka ada penyesuaian penawaran jagung dari perubahan harga jagung. Ini diketahui dari tingkat elastisitas penawaran jagung terhadap perubahan harga jagung, baik elastisitas jangka pendek maupun jangka panjang.

Dengan panel empat daerah sentra produksi yaitu Lampung, Jawa Timur, Jawa Tengah dan Sulawesi Selatan, maka dapat mewakili respons penawaran jagung Indonesia. Dalam mengidentifikasi determinan penawaran jagung Indonesia terhadap perubahan faktor ekonomi, kebijakan, iklim dan teknis untuk melihat respons petani jagung didekati dengan respons luas panen, produksi dan produktivitas jagung. Adanya efek perubahan faktor ekonomi, kebijakan dan penawaran sebelumnya, maka secara periodik ada perbedaan panjang periode kelambanan respons petani jagung (*lagged relationship*) pada masing-masing daerah sentra produksi jagung Indonesia.



Gambar 2.6. Kerangka Pemikiran

D. Hipotesis

1. Diduga bahwa trend luas panen, produksi dan produktivitas jagung berbeda pada tiap periode dekade di daerah sentra produksi utama Indonesia.
2. Di daerah sentra produksi jagung utama Indonesia, diduga bahwa:
 - a. Harga jagung, harga jagung impor, dan harga pakan berpengaruh positif terhadap respons luas panen jagung.
 - b. Harga komoditi kompetitif dan upah buruh tani berpengaruh negatif terhadap respons luas panen jagung.
 - c. Harga sarana produksi berpengaruh negatif terhadap respons produktivitas jagung.
3. Di daerah sentra produksi jagung utama Indonesia, diduga bahwa:
 - a. Kebijakan intensifikasi, curah hujan, luas lahan irigasi, dan penawaran jagung sebelumnya berpengaruh positif terhadap respons produktivitas jagung
 - b. Anomali iklim *El Niño* dan *La Niña* dapat berpengaruh negatif terhadap respons luas panen jagung.
4. Diduga bahwa elastisitas penawaran jagung perbedaan antara jangka pendek dan jangka panjang di daerah sentra produksi utama Indonesia.

III. METODE PENELITIAN

A. Metode Dasar

Metode dasar yang digunakan dalam penelitian ini adalah metode penelitian deskriptif. Metode deskriptif adalah suatu metode untuk meneliti status kelompok manusia, suatu objek, suatu set kondisi, suatu sistem pemikiran ataupun suatu peristiwa pada saat sekarang (Nazir, 2005). Penelitian deskriptif lebih spesifik dengan memusatkan perhatian kepada aspek-aspek tertentu dan sering menunjukkan hubungan antara berbagai variabel (Nasution, 2002).

Penelitian deskriptif bertujuan untuk membuat gambaran atau lukisan secara sistematis, faktual, dan akurat mengenai fakta-fakta, sifat-sifat serta hubungan antarfenomena yang diselidiki. Peneliti dapat membandingkan fenomena-fenomena tertentu sebagai studi komparatif. Peneliti dapat mengadakan klasifikasi dan meneliti mengenai fenomena-fenomena dengan menetapkan suatu standar atau suatu norma, sehingga metode deskriptif juga dapat dikatakan *normative survey*. Dengan demikian, metode ini memberi gambaran fenomena, menjelaskan hubungan, menguji hipotesis-hipotesis dan membuat prediksi untuk mendapatkan makna dan implikasi dari suatu masalah yang ingin dipecahkan sesuai tujuan penelitian.

B. Jenis dan Sumber Data

Data yang digunakan dalam penelitian ini berupa data sekunder yaitu data *time series* berupa data periode *subround* dalam kurun waktu tiga dekade antara tahun 1982-2011 yang meliputi empat provinsi (Jawa Timur, Jawa Tengah,

Lampung dan Sulawesi Selatan) sebagai daerah sentra produksi utama jagung di Indonesia. Data yang digunakan pada tujuan penelitian ini adalah :

1. Data untuk tujuan 1 yaitu data *time-series* berupa data *subround* luas panen, produktivitas, dan produksi jagung di masing-masing daerah sentra produksi utama jagung Indonesia.
2. Data untuk tujuan 2, 3 dan 4 yaitu data *pooling time-series and cross-section* berupa data periode *subround* luas panen jagung, produktivitas jagung, produksi jagung, harga jagung, harga pakan, harga beras, harga ubi kayu, harga kedelai, harga benih jagung, harga pupuk (Urea dan TSP), Indeks Harga Konsumen, luas lahan irigasi dan curah hujan. Data untuk variabel dummy berupa periode terjadinya anomali iklim *El Niño* dan *La Niña* serta periode dijalankannya kebijakan nasional yang terkait dengan program intensifikasi tanaman jagung. Data silang tempat (*cross section*) disusun dalam periode *subround* dengan panel data yang meliputi empat provinsi yaitu Jawa Timur, Jawa Tengah, Lampung dan Sulawesi Selatan sebagai sentra produksi utama jagung Indonesia.

Data sekunder ini bersumber dari Badan Pusat Statistik, Departemen Pertanian, Badan Meteorologi Klimatologi dan Geofisika, *Bureau of Meteorology Australia* serta sumber-sumber data yang terdapat dalam situs internet.

C. Ruang Lingkup Penelitian

Lingkup penelitian ini berkenaan dengan komoditas jagung Indonesia. Gambaran akan fenomena komoditas jagung Indonesia yang diteliti, dikaji dan

diidentifikasi hal-hal yang terkait dengan penawaran jagung Indonesia dalam jangka pendek dan jangka panjang. Periode analisis sebanyak 90 periode *subround* selama tiga dekade (tahun 1982-2011) yang merupakan jumlah observasi data time series di sentra produksi utama yaitu Jawa Timur, Jawa Tengah, Lampung dan Sulawesi Selatan.

Penelitian ini melingkupi ruang studi tentang perkembangan luas panen, produksi dan produktivitas jagung, respons penawaran jagung dan elastisitas penawaran jagung terhadap perubahan harga jagung. Observasi dilakukan dengan pengamatan luas panen, produktivitas, produksi, faktor harga dan non harga dalam periode analisis dengan selang waktu (*lag*) enam periode subround. Dengan asumsi bahwa :

1. Penawaran jagung didekati dengan luas panen, produksi dan produktivitas jagung.
2. Luas tanam jagung yang diusahakan petani sepenuhnya menjadi luas panen, maka luas tanam jagung sama dengan luas panen jagung.
3. Petani merespons terjadinya perubahan harga dan non harga terhadap respons luas panen dan respons produktivitas.
4. Respons petani jagung merupakan keinginan atau rencana petani untuk melakukan penyesuaian penawaran jagung dari ekspektasi harga dan perubahan faktor non harga.
5. Ekspektasi petani terhadap harga disamakan dengan harga periode sebelumnya.

6. Respons petani jagung merupakan proxy terbaik dari respons luas panen dan produktivitas jagung.
7. Respons produksi jagung merupakan hasil perkalian respons luas panen jagung dan produktivitas jagung.

Penelitian ini dilakukan pengamatan data time series yang dikaji dan dianalisis berdasarkan tujuan penelitian sebagai berikut:

Tujuan 1: Mengkaji perkembangan luas panen, produksi dan produktivitas jagung dengan analisis trend linier secara periodik dengan periodisasi 10 tahun yang membagi tiga dekade dalam 90 periode subround. Model disusun dalam bentuk regresi linier berganda dengan variabel dummy sebagai periodisasi pada tiga subtrend linier. Model diestimasi dengan OLS dan diuji F terhadap hipotesis ada beda trend tiap periode dekade dalam periode analisis.

Tujuan 2 dan 3: Mengkaji pengaruh harga dan non harga terhadap respons luas panen dan respons produktivitas jagung. Model didesain dengan model penyesuaian parsial Nerlove dari variabel luas panen, variabel produktivitas, variabel harga dan variabel non harga dengan enam *lag*. Secara empiris, model respons luas panen jagung diakibatkan oleh pengaruh luas panen sebelumnya, harga jagung sebelumnya, harga jagung naik sebelumnya, harga beras sebelumnya, harga kedelai sebelumnya, harga ubi kayu sebelumnya, upah buruh sebelumnya, tarif impor jagung sebelumnya, harga pakan sebelumnya, serta anomali iklim *El Niño* dan *La Niña*. Juga secara empiris, model respons produktivitas jagung diakibatkan oleh pengaruh produktivitas sebelumnya, harga

jagung sebelumnya, harga jagung turun sebelumnya, rasio harga input sebelumnya, luas lahan irigasi, curah hujan dan kebijakan intensifikasi sebelumnya. Model respons luas panen dan respons produktivitas yang didesain dengan model *Nerlove partial adjustment*, dilakukan analisis regresi ganda metode *Least Squares*. Analisis data panel digunakan model *Common Effect* teknik *Cross-Section Dummy Variable* dan diestimasi *Pooled Estimation GLS (Generalized Least Squares)*. Analisis *supply response* ini disimulasi ke dalam enam model *lagged* periode musim tanam jagung (subround).

Tujuan 4: Menganalisis elastisitas penawaran jagung dalam jangka pendek dan jangka panjang dari elastisitas luas panen terhadap harga jagung dan elastisitas produktivitas terhadap harga jagung. Sedangkan elastisitas produksi terhadap harga jagung dijumlahkan dari elastisitas luas panen dan elastisitas produktivitas.

Untuk semua yang terkait harga dideflasi menjadi harga riil dari Indeks Harga Konsumen (IHK). Harga jagung naik dan turun dalam model menunjukkan eksistensi harga jagung di atas dan di bawah harga jagung maksimum periode sebelumnya.

D. Definisi Operasional

1. Penawaran jagung adalah penawaran yang dapat diamati dengan observasi luas panen, produksi dan produktivitas jagung.
2. Respons petani jagung adalah *proxy* terbaik dari respons luas panen dan respons produktivitas, akibat pengaruh perubahan harga dan non harga.

3. Luas panen adalah areal tanam jagung sama dengan luas yang dipanen seluruhnya oleh petani dalam satuan ribu hektar (1.000 ha).
4. Produktivitas adalah jumlah produksi jagung setiap satu hektar luas panen jagung (ton/ha).
5. Produksi jagung adalah produksi total dari penggandaan luas panen jagung dengan produktivitas jagung yang dihitung dalam satuan ribu ton (1.000 ton).
6. Perkembangan luas panen, produksi dan produktivitas jagung adalah suatu tinjauan trend dari fungsi waktu secara linier yang ditunjukkan oleh garis kecenderungan (*trendline*) meningkat atau menurun secara periodik dengan periodisasi 10 tahun dalam 30 tahun periode analisis (3 dekade).
7. Faktor harga adalah nilai riil kurs rupiah pada setiap harga (Rp/kg), harga jagung impor (Rp/ton), dan upah buruh tani (Rp/hari).
8. Periode analisis adalah periode *subround* selama 90 periode dalam 30 tahun (1982-2011) untuk jumlah observasi data *time-series*.
9. Periode *subround* adalah kondisi musim tanam dalam empat bulan yang terdiri dari tiga periode *subround* setiap tahun (*subround* I bulan Januari-April, *subround* II bulan Mei-Agustus dan *subround* III bulan September-Desember) selama 30 tahun (1982-2011), maka menjadi 90 periode *subround* untuk jumlah observasi data *time-series*.
10. Harga riil adalah harga yang diperoleh dari pembagian antara harga nominal dengan Indeks Harga Konsumen (IHK) dalam kurs rupiah.
11. Harga jagung adalah harga riil jagung pipilan kering di tingkat petani dalam satuan rupiah per kilogram (Rp/kg).

12. Harga jagung naik adalah harga riil jagung yang naik dari harga maksimum periode sebelumnya di tingkat petani dalam satuan (Rp/kg).
13. Harga jagung turun adalah harga riil jagung yang turun dari harga maksimum periode sebelumnya di tingkat petani dalam satuan (Rp/kg).
14. Harga beras adalah harga riil beras di tingkat petani yang merupakan harga gabah kering giling dalam satuan (Rp/kg) di setiap periode analisis.
15. Harga kedelai adalah harga riil kedelai panen di tingkat petani dalam satuan rupiah per kilogram (Rp/kg) di setiap periode analisis.
16. Harga ubi kayu adalah harga riil ubi kayu panen di tingkat petani dalam satuan rupiah per kilogram (Rp/kg) di setiap periode analisis.
17. Rasio harga benih jagung adalah perbandingan relatif antara harga riil benih jagung dan harga riil jagung di setiap periode analisis.
18. Rasio harga pupuk adalah rasio harga pupuk urea dan TSP relatif terhadap harga jagung dengan pembagian antara harga riil pupuk (Rp/kg) dengan harga riil jagung (Rp/kg) di setiap periode analisis.
19. Harga pakan adalah harga riil pakan ternak di tingkat peternak setiap periode analisis dalam satuan rupiah per kilogram (Rp/kg).
20. Harga jagung impor adalah hasil pembagian antara nilai impor jagung (Rp) dan volume impor jagung (ton) dalam satuan (Rp/ton).
21. Nilai impor jagung adalah total nilai impor jagung (Rp) yang disesuaikan dengan nilai tukar rupiah terhadap dollar untuk kemudian dibagi dengan IHK.

22. Volume impor jagung adalah total volume impor jagung di setiap periode analisis dalam satuan ton (ton). Volume impor merupakan bagian dari total penawaran yaitu jumlah dari produksi, stok dan impor.
23. Upah buruh tani adalah upah riil buruh di tingkat petani yang diperoleh dari pembagian upah nominalnya dengan IHK.
24. Luas lahan irigasi adalah luas lahan sawah beririgasi di setiap periode analisis dalam satuan hektar (ha).
25. Curah hujan adalah rata-rata jumlah curah hujan di wilayah penelitian yang dihitung dalam satuan milimeter per *subround* (mm/*subround*).
26. Iklim *El Niño* adalah variabel dummy yang merupakan periode terjadinya anomali iklim global yang ditunjukkan oleh nilai negatif SOI di bawah nilai negatif 8 yang berakibat kemarau panjang dengan tingkat curah hujan sangat rendah dan suhu lebih tinggi dari rata-rata normal pada wilayah penelitian ini.
27. Iklim *La Niña* adalah variabel dummy yang merupakan periode terjadinya anomali iklim global yang ditunjukkan oleh nilai positif SOI di atas nilai positif 8 yang berakibat terjadinya musim hujan dengan tingkat curah hujan lebih tinggi dari rata-rata normal pada wilayah penelitian ini.
28. Nilai SOI adalah nilai bulanan *Southern Oscillation Index (SOI)* yang diperhitungkan dari perbedaan tekanan udara antara Tahiti dan Darwin sebagai indikator perubahan iklim di Samudera Pasifik untuk mengetahui anomali iklim global dari intensitas kejadian *El Niño* dan *La Niña*.

29. Kebijakan intensifikasi adalah variabel dummy yang merupakan kebijakan nasional yang telah ditetapkan dan dijalankan melalui program nasional Gema Palagung-2001 dan BLPB.
30. Gema Palagung-2001 adalah Gerakan Mandiri Padi, Kedelai dan Jagung yang dicanangkan pada bulan Juli 1998, sebagai upaya meningkatkan produksi dan diharapkan mencapai swasembada jagung dan kedelai tahun 2001.
31. BLPB adalah program Bantuan Langsung Pupuk dan Benih Unggul untuk tanaman pangan, khususnya tanaman padi dan jagung, menjadi instrumen untuk mempertahankan swasembada pangan nasional melalui peningkatan produktivitas tanaman pangan. Untuk program BLP dimulai pada tahun 2008 hingga tahun 2010 tersebar di 199 kabupaten. Program BLBU dimulai tahun 2007 telah memberikan bantuan benih unggul untuk padi, jagung, dan kedelai kepada petani hingga pada tahun 2010 program ini tersebar di 261 kabupaten (PSP3-IPB, 2011).

E. Metode Analisis

1. Analisis Trend pada Tujuan 1

Pengukuran penawaran jagung dilakukan dengan pendekatan luas panen, produksi dan produktivitas . Dalam jangka panjang, penawaran jagung mengalami perkembangan luas panen, produksi dan produktivitas dengan kecenderungan (trend) tidak linier. Trend penawaran jagung ini merupakan fungsi dari waktu ke waktu yaitu $Q = f(t)$. Asumsi dasar model regresi klasik adalah Q merupakan fungsi linier dari t dengan metode *Least Squares*.

Perkembangan luas panen, produksi dan produktivitas jagung dalam jangka panjang dilihat dari periodisasinya yang terbagi menjadi tiga periode dekade (10 tahun). Periodisasi tersebut memiliki trend yang diimplementasikan dalam bentuk regresi linier. Dengan asumsi bahwa terjadi perbedaan trend antara periodisasi dekade, dimana *intercept* dan *slope* persamaan regresi tidak konstan untuk seluruh nilai variabel trend. Model trend ini dianalisis dalam metode regresi ganda dengan variabel dummy. Tekniknya dilakukan dengan membagi tiga data *time series* (tiga dekade) dalam tiga subtrend. Kemudian diuji statistik-F, apakah terdapat perbedaan *intercept* dan *slope* antara ketiga subtrend tersebut. Jika ada perbedaan yang signifikan, maka ada beda trend antara tiga periode dekade dalam perkembangan luas panen, produksi dan produktivitas jagung. Analisis ini dikembangkan oleh Sumodiningrat, (2007) dengan metode sebagai berikut:

Data *time series* dibagi menjadi tiga subtrend atau tiga dekade:

1. Subtrend dekade 1 : T_1, T_2, \dots, T_m (periode subround tahun 1982-1991)
2. Subtrend dekade 2 : $T_{m+1}, T_{m+2}, \dots, T_n$ (periode subround tahun 1992-2001)
3. Subtrend dekade 3 : $T_{n+1}, T_{n+2}, \dots, T_o$ (periode subround tahun 2002-2011)

Model trend tersebut dibentuk dalam persamaan regresi ganda dan regresi sederhana :

1. Model regresi ganda yang diestimasi dengan metode OLS

$$Q_{jt} = \rho_0 + \rho_1 T_{1jm} + \rho_2 T_{2jn} + \rho_3 T_{3jo} + \rho_4 DT_{2jn} + \rho_5 DT_{3jo} + \epsilon_{tj} \dots \dots (3.1)$$

2. Model regresi sederhana

- a. Persamaan subtrend pertama periode subround dari tahun 1982-1991 :

$$Q_{jm} = \rho_0 + \rho_1 T_{1jm} + \epsilon_{jm} \dots \dots \dots (3.2)$$

b. Persamaan subtrend kedua periode subround dari tahun 1992-2001 :

$$Q_{jn} = a_n + \rho_2 T_{2jn} + \epsilon_{jn} \dots\dots\dots (3.3)$$

c. Persamaan subtrend kedua periode subround dari tahun 2002-2011 :

$$Q_{jo} = a_o + \rho_3 T_{3jo} + \epsilon_{jo} \dots\dots\dots (3.4)$$

Dimana :

$\rho_0 =$: Intersep subtrend dekade 1

$a_n = \rho_0 + \rho_4$: Intersep subtrend dekade 2

$a_o = \rho_0 + \rho_5$: Intersep subtrend dekade 3

$\rho_1 =$: Koefisien subtrend dekade 1

$\rho_2 =$: Koefisien subtrend dekade 2

$\rho_3 =$: Koefisien subtrend dekade 3

$\rho_4 =$: Koefisien dummy subtrend dekade 2

$\rho_5 =$: Koefisien dummy subtrend dekade 3

Q = luas panen (ha), Produktivitas (ton/ha) dan Produksi (ton) jagung di Indonesia dan sentra produksi Jawa Timur, Jawa Tengah, Lampung dan Sulawesi Selatan.

T = Titik garis trend pada periode t

j = Daerah Sentra Produksi Jagung

m = Subtrend dekade-1 periode 30 subround dalam tahun 1982-1991
($m = 1, 2, 3, \dots, 30$)

n = Subtrend dekade-2 periode 30 subround dalam tahun 1992-2001
($n = 31, 32, 33, \dots, 60$)

o = Subtrend dekade-3 periode 30 subround dalam tahun 2002-2012
($o = 61, 62, 63, \dots, 90$)

ϵ = *Error term*

Hipotesis trend luas panen, produksi dan produktivitas jagung :

H_0 : ($\rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = 0$), model persamaan (3.2), (3.3) dan (3.4) mempunyai *slope* yang sama, maka tidak ada beda trend pada tiap dekade yang merupakan bentuk trend linier dalam jangka panjang.

$H_a : (\rho_1 \neq \rho_2 \neq \rho_3 \neq 0)$, model persamaan (3.2), (3.3) dan (3.4) mempunyai *slope* yang berbeda, maka ada beda trend pada tiap dekade yang merupakan bentuk trend non-linier dalam jangka panjang.

Kriteria uji F dinyatakan bahwa jika nilai F_{hitung} lebih besar dari nilai F_{tabel} , maka H_0 ditolak.

2. Estimasi Model *Supply Response* Jagung pada Tujuan 2 dan 3

a. Spesifikasi Model *Supply Response* Jagung

Model yang digunakan dalam mengestimasi fungsi respons penawaran (*supply response*) jagung adalah model penyesuaian parsial (*partial adjustment model*). Kelebihan model penyesuaian parsial menurut Supranto (Irham, 1988) adalah tidak adanya korelasi antara variabel bebas dengan variabel pengganggu (*stochastic*).

Biasanya model Nerlove disajikan dalam bentuk linier. Cara lain model Nerlove adalah bentuk persentase dengan koefisien penyesuaian (Lim Lin Shu, dalam Irham, 1988). Formulasi model tersebut dapat ditulis sebagai berikut:

$$\frac{Q_t}{Q_{t-1}} = \left(\frac{Q_t^*}{Q_{t-1}} \right)^\gamma ; \quad 0 \leq \gamma < 1 \dots\dots\dots (3.5)$$

Dimana :

- Q_t = Output pada periode t
- Q_t^* = Output yang diinginkan pada periode t
- Q_{t-1} = Output pada periode sebelumnya
- γ = Koefisien penyesuaian output

Dengan asumsi bahwa output yang diinginkan (Q^*) merupakan fungsi dari harga yang diharapkan (P^*) dengan memasukkan variabel selain harga (*supply shifters*), maka diperoleh persamaan sebagai berikut:

$$Q_t^* = \alpha \cdot (P_t^*)^{\alpha_p} \cdot (Z_t)^{\alpha_z} \cdot U_t \dots\dots\dots (3.6)$$

Dimana :

- P_t^* = Harga yang diharapkan pada periode t
- Z_t = Variabel selain harga (*supply shifters*) pada periode t
- α = Konstanta
- α_p, α_z = Koefisien variabel sebagai parameter elastisitas
- U_t = *Error term* output yang diinginkan pada periode t

Irham (1988) mengasumsikan bahwa harga yang diharapkan merupakan harga pada tahun sebelumnya ($P_t^* = P_{t-1}$), maka persamaan (3.5) dan (3.6) berturut-turut ditulis dalam bentuk *ln* (*natural logarithmic*) agar menjadi persamaan linier sebagai berikut.

$$\ln Q_t - \ln Q_{t-1} = \gamma (\ln Q_t^* - \ln Q_{t-1}) \dots\dots\dots (3.7)$$

$$\ln Q_t^* = \ln \alpha + \alpha_p \ln P_{t-1} + \alpha_z \ln Z_t + \ln U_t \dots\dots\dots (3.8)$$

Substitusi dari persamaan (3.5) dan (3.8) dihasilkan:

$$\ln Q_t = \gamma \ln \alpha + (1 - \gamma) \ln Q_{t-1} + \gamma \alpha_p \ln P_{t-1} + \gamma \alpha_z \ln Z_t + \gamma \ln U_t \dots\dots (3.9)$$

Sehingga model penyesuaian Nerlove ini digunakan untuk estimasi fungsi respons penawaran jagung dengan spesifikasi model estimasi sebagai berikut:

$$\ln Q_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Q_{t-1} + \alpha_2 \ln P_{t-1} + \alpha_3 \ln Z_t + W_t \dots\dots\dots (3.10)$$

Dimana :

- $(\alpha_0 = \gamma \ln \alpha)$ = Konstanta
- $(\alpha_1 = 1 - \gamma)$ = Koefisien output lag-1

- $(\alpha_2 = \gamma \alpha_p)$ = Koefisien harga lag-1
- $(\alpha_3 = \gamma \alpha_Z)$ = Koefisien variabel selain harga periode t
- $(W_t = \gamma \ln U_t)$ = *Error term* penawaran jagung periode t
- $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ = Parameter yang diestimasi

Isu spesifikasi model respons penawaran pertanian selain model Nerlove, dijelaskan oleh Mamingi (1996), bahwa terjadi "*Asymmetric agricultural supply responses to price changes*". Pada perubahan harga dinyatakan sebagai variabel harga naik (*rising price*) dan harga turun (*falling price*). Isu ini dikaitkan pada masalah aset-aset jangka panjang (*eternal assets*) yang dijelaskan oleh Burton, bahwa aset-aset pertanian yang diperoleh ketika harga naik tidak dijual dalam jangka panjang, walaupun terjadi harga turun. Ini berarti bahwa jangka pendek asimetri ke jangka panjang terhadap respons penawaran. Adapun untuk mengetahui panjang periode kenaikan harga dan penurunan harga terhadap respons penawaran ini dianalisis dalam model Almon (Burton dalam Mamingi, 1996).

Berdasarkan persamaan (2.31), untuk variabel harga naik P_t^N dan variabel harga turun P_t^T merupakan presentasi dari variabel harga P_{t-1} dalam model Nerlove. Kemudian spesifikasi model diekspresikan dari persamaan (3.10) menjadi persamaan berikut ini.

$$\ln Q_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln Q_{t-1} + \alpha_2 \ln P_{t-1}^N + \alpha_3 \ln P_{t-1}^T + \alpha_4 \ln Z_t + H_t \dots \dots \dots (3.11)$$

Dimana:

- P_{t-1}^N = Harga naik dari harga maksimum periode sebelumnya
- P_{t-1}^T = Harga turun dari harga maksimum periode sebelumnya
- $\alpha_0 \dots \alpha_5$ = Parameter yang diestimasi

Adanya variabel harga naik dan harga turun dalam persamaan (3.11) untuk dapat diobservasi, maka dilakukan pendekatan konsep Trail et al. (Mamingi, 1996). Pendekatan ini akan digunakan dekomposisi harga yang terdapat pada persamaan (2.32) untuk variabel harga naik P_{t-1}^N dan persamaan (2.33) untuk variabel harga turun P_{t-1}^T . Dengan demikian, seluruh variabel yang terkandung dalam persamaan (3.11) merupakan variabel yang dapat diobservasi, sehingga dapat diestimasi parameternya.

b. Estimasi Fungsi *Supply Response* Jagung pada Tiap Daerah Sentra Produksi

Estimasi fungsi respons penawaran jagung dilakukan dengan dua fungsi, yaitu fungsi respons luas panen A_{tj} dan fungsi respons produktivitas Y_{tj} . Sesuai dengan persamaan (2.4), maka fungsi respons produksi Q_{tj} merupakan perkalian antara kedua fungsi tersebut. Kedua fungsi ini diformulasikan dan dianalisis ke dalam model regresi berganda yang identik dengan persamaan (3.10) dan (3.11). Model persamaan ini dianalisis sampai dengan 6 periode *Lag* ($t - 6$) dalam periode analisis sebanyak 90 periode (*subround*) selama 30 tahun. Kemudian, dianalisis dengan data *pooling* ke dalam model regresi data panel dari empat daerah sentra produksi utama jagung Indonesia, yaitu Jawa Timur, Jawa Tengah, Lampung dan Sulawesi Selatan.

Respons penawaran jagung didekati dengan respons luas panen, produksi dan produktivitas. Berdasarkan model penyesuaian parsial Nerlove, maka secara empiris terjadinya respons penawaran jagung diakibatkan oleh perubahan penawaran jagung periode sebelumnya, faktor harga periode sebelumnya dan

faktor non harga. Spesifikasi model fungsi respons penawaran jagung secara empiris, diformulasi dalam persamaan berikut ini :

1) Fungsi respons luas panen jagung secara empiris:

$$A_{tj} = f(A_{lj}, HJg_{lj}, HJN_{lj}, HBr_{lj}, HKd_{lj}, HUK_{lj}, UBT_{lj}, HJl_{lj}, HPk_{lj}, DEL_{tj}, DLa_{tj})$$

$$\ln A_{tj} = a_{0j} + a_1 \ln A_{lj} + a_2 \ln HJg_{lj} + a_3 \ln HJN_{lj} + a_4 \ln HBr_{lj} + a_5 \ln HKd_{lj} + a_6 \ln HUK_{lj} + a_7 \ln UBT_{lj} + a_8 \ln HJl_{lj} + a_9 \ln HPk_{tj} + a_{10} \ln DEL_{tj} + a_{11} \ln DLa_{tj} + \varepsilon_{tj}^A \dots \dots \dots (3.12)$$

2) Fungsi respons produktivitas jagung secara empiris:

$$Y_{tj} = f(Y_{lj}, HJg_{lj}, HJT_{lj}, HBJ_{lj}, HPU_{lj}, HPT_{lj}, LLI_{tj}, CH_{tj}, DGP_{lj}, DBLPB_{lj})$$

$$\ln Y_{tj} = b_{0j} + b_1 \ln Y_{lj} + b_2 \ln HJg_{lj} + b_3 \ln HJT_{lj} + b_4 \ln HBJ_{lj} + b_5 \ln HPU_{lj} + b_6 \ln HPT_{lj} + b_7 \ln LLI_{tj} + b_8 \ln CH_{tj} + b_9 \ln DGP_{lj} + b_{10} \ln BLPB_{lj} + \varepsilon_{tj}^Y \dots \dots \dots (3.13)$$

3) Fungsi respons produksi jagung secara empiris:

$$Q_{tj} = f(A_{tj}, Y_{tj})$$

$$Q_{tj} = A_{tj} \cdot Y_{tj} \dots \dots \dots (3.14)$$

Dimana :

- A = Luas panen jagung (ha)
- Y = Produktivitas jagung (ton/ha)
- Q = Produksi jagung (ton)
- t = Periode *subround* 1,2,3,...,90 dalam 30 tahun 1982-2011
- l = Lag k = (t - 1), (t - 2), (t - 3), (t - 4), (t - 5), (t - 6)
- j = Jawa Timur, Jawa Tengah, Lampung, Sulawesi Selatan
- a₀, b₀ = Konstanta (*Intercept*) yang diestimasi
- {a_{1...11}, b_{1...8}} = Koefisien regresi yang diestimasi
- ε = Variabel pengganggu (*Error term*)

Tabel 3.1. Kondisi Parameter yang Diharapkan pada Koefisien Regresi yang Diestimasi dari Fungsi Respons Penawaran Jagung Indonesia

Supply Response Jagung Tanda Harapan Koefisien		Variabel Independen	
Luas Panen (A_{tj})	Produktivitas (Y_{tj})		
$+a_1$		A_{lj}	Luas panen jagung lag k (ha)
	$+b_1$	Y_{lj}	Produktivitas jagung lag k (ton/ha)
$+a_2$	$+b_2$	HJg_{lj}	Harga Jagung lag k (Rp/kg)
$+a_3$		HJN_{lj}	Harga Jagung Naik lag k (Rp/kg)
	$+b_3$	HJT_{lj}	Harga Jagung Turun lag k (Rp/kg)
$-a_4$		HBr_{lj}	Harga Beras lag k (Rp/kg)
$-a_5$		HKd_{lj}	Harga Kedelai lag k (Rp/kg)
$-a_6$		HUK_{lj}	Harga Ubi Kayu lag k (Rp/kg)
$-a_7$		UBT_{lj}	Upah Buruh Tani lag k (Rp/hari)
$+a_8$		HJI_{lj}	Harga Jagung Impor lag k (Rp/ton)
$+a_9$		HPk_{lj}	Harga Pakan lag k (Rp/kg)
	$-b_4$	HBj_{lj}	Harga Benih Jagung lag k (rasio HJG)
	$-b_5$	HPU_{lj}	Harga Pupuk Urea lag k (rasio HJG)
	$-b_6$	HPT_{lj}	Harga Pupuk TSP lag k (rasio HJG)
	$+b_7$	LLI_{tj}	Luas Lahan Irigasi periode t (ha)
	$+b_8$	CH_{tj}	Curah Hujan periode t (mm)
$-a_{10}$		DEl_{tj}	Dummy iklim <i>El Niño</i>
$-a_{11}$		DLa_{tj}	Dummy iklim <i>La Niña</i>
	$+b_9$	DGP_{lj}	Dummy Gema Palagung
	$+b_{10}$	$DBLPB_{lj}$	Dummy Bantuan Langsung Pupuk & Benih

Model empiris pada persamaan (3.12) dan (3.13) diestimasi dengan metode *Least Squares*. Hasil estimasi pada model persamaan (3.12) dan (3.13) dalam kondisi bebas dari permasalahan multikolinieritas, autokorelasi dan heteroskedastisitas. Permasalahan tersebut dikoreksi dengan *Metode Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent (HAC)* dalam bentuk

Covariance Matrix (Bartlett Kernel, Newey-West) dengan pengoperasian *software* aplikasi Eviews versi 7.

Respons luas panen dan respons produktivitas jagung merupakan *proxy* dari keinginan dan rencana petani jagung secara rasional dengan tujuan memaksimalkan keuntungan. Petani ini melakukan penyesuaian (*adjustment*) terhadap luas panen dan produktivitas jagung untuk meningkatkan produksi jagung. Pada faktor harga periode sebelumnya, juga merupakan *proxy* dari harapan petani (*expectation*). Detail faktor harga adalah variabel yang menyangkut harga-harga riil dalam kus rupiah. Nilai rupiah dalam faktor harga dideflasi dengan Indeks Harga Konsumen (IHK). Ini merupakan harga riil yang diterima petani dalam analisis respons penawaran jagung.

Adapun faktor non harga terdiri dari faktor kebijakan, iklim dan teknis. Untuk faktor kebijakan intensifikasi berkaitan dengan program nasional untuk peningkatan produksi tanaman pangan yang telah dijalankan dalam periode analisis penelitian ini. Kebijakan intensifikasi tersebut di dalam model empiris memiliki *time lag*, karena saat kebijakan tersebut diimplementasikan ada selang waktu untuk direspons petani tergantung tingkat penyesuaian petani pada beberapa periode musim tanam jagung (subround).

Adapun faktor iklim terdiri dari curah hujan dan anomali iklim global (*El Niño-La Niña*). Anomali iklim tersebut akan berdampak pada kegagalan panen, maka akan menurunkan luas panen jagung. sedangkan faktor teknis merupakan kondisi luas lahan sawah irigasi.

Secara spesifik respons luas panen dan respons produktivitas menjadi *proxy* dari respons petani jagung. Adanya variabel harga jagung naik dan turun dalam model menunjukkan eksistensi harga jagung di atas dan di bawah harga jagung maksimum periode sebelumnya. Dengan asumsi, bahwa petani merespons perubahan harga jagung naik untuk menambah pembelanjaan keperluan peralatan atau aset-aset tetap usahatani jagung dalam peningkatan luas panen jagung. Sedangkan untuk harga jagung turun diasumsikan bahwa petani merespons perubahan harga jagung turun untuk mengurangi pembelanjaan sarana produksi yang akan mempengaruhi rendahnya produktivitas jagung.

Adanya harga beras, harga ubi kayu dan harga kedelai dalam model merupakan nilai ekonomi pada komoditas tanaman pangan alternatif terhadap respons luas panen jagung. Eksistensi harga pakan dalam model menjadi ukuran tingkat permintaan jagung dalam industri pakan untuk bahan baku utama. Adapun harga impor jagung diperoleh dari pembagian nilai impor jagung dengan volume impornya. Model secara empiris terhadap harga riil impor jagung dan harga riil pakan merupakan insentif bagi harga jagung yang akan mempengaruhi respons luas panen jagung. Harga jagung impor tersebut mencerminkan tingkat impor jagung yang merupakan bagian dari total penawaran jagung. Jumlah dari produksi, stok dan impor adalah total penawaran. Adapun upah buruh tani dalam model empiris merupakan tingkat penggunaan tenaga kerja dalam respons luas panen jagung.

Adapun Rasio harga input diperoleh dari pembagian harga input dengan harga jagung. Rasio harga input dalam model merupakan harga benih jagung

relatif dan harga pupuk (Urea dan TSP) relatif terhadap harga jagung. Adanya rasio harga input dalam model menunjukkan tingkat biaya sarana produksi jagung sebagai pengeluaran petani dalam respons produktivitas jagung.

c. Analisis Regresi Data Panel pada Tujuan 2 dan 3

Alasan penggunaan regresi data panel pada persamaan fungsi respons penawaran jagung, karena data yang digunakan adalah gabungan antara data *time series* (dalam periode analisis) dan data *cross section* dari empat daerah sentra produksi utama Indonesia. Menurut Widarjono, (2009), bahwa data gabungan tersebut menjadi lebih banyak sehingga akan menghasilkan derajat kebebasan (*degree of freedom*) yang lebih besar.

Penelitian ini menganalisis respons penawaran jagung model penyesuaian Nerlove dengan *data pooling (cross section-time series)*. Metode analisis digunakan analisis regresi data panel model *common effect*. Analisis regresi data panel ini, modelnya berdasarkan persamaan respons luas panen (3.12) dan persamaan respons produktivitas (3.13), kemudian diekspresikan ke dalam model *Common Effect* dengan teknik *Cross-Section Dummy Variable* sebagai konstanta *Cross-Section* tanpa intersep. Dengan demikian, analisis regresi data panel ini disusun dengan model sebagai berikut:

$$\begin{aligned} \ln A_{tj} = & a_1 \ln A_{lj} + a_2 \ln HJg_{lj} + a_3 \ln HJN_{lj} + a_4 \ln HBr_{lj} + a_5 \ln HKd_{lj} + \\ & a_6 \ln HUK_{lj} + a_7 \ln UBT_{lj} + a_8 \ln HJI_{lj} + a_9 \ln HPk_{tj} + \\ & a_{10} \ln DEl_{tj} + a_{11} \ln DLa_{tj} + a_{12} DL + a_{13} DG + a_{14} DM + \\ & a_{15} DS + \mu_{tj}^A \dots\dots\dots (3.15) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \ln Y_{tj} = & b_1 \ln Y_{lj} + b_2 \ln HJg_{lj} + b_3 \ln HJT_{lj} + b_4 \ln HBJ_{lj} + b_5 \ln HPU_{lj} + \\ & b_6 \ln HPT_{lj} + b_7 \ln LLI_{tj} + b_8 \ln CH_{tj} + b_9 \ln DGP_{lj} + \\ & b_{10} \ln BLPB_{lj} + a_{11} DL + a_{12} DG + a_{13} DM + a_{14} DS + \mu_{tj}^Y \\ & \dots\dots\dots (3.16) \end{aligned}$$

Model empiris pada persamaan (3.15) dan (3.16) diestimasi dengan metode *Pooled Estimation GLS (Generalized Least Squares)* pada timbangan *Cross-Section Weights*. Hasil estimasi pada model persamaan (3.15) dan (3.16) dalam kondisi bebas dari permasalahan multikolinieritas, autokorelasi dan heteroskedastisitas. Permasalahan tersebut dikoreksi dengan metode statistik *White Period standard errors end covariance* pada tingkat interaksi yang telah konvergen dengan pengoperasian *software* aplikasi Eviews versi 5. Kemudian dilakukan uji hipotesis sebagai berikut:

1) Hipotesis respons luas panen jagung pada model persamaan (3.15) adalah :

$H_0 : (a_1 = a_2 = \dots = a_{15} = 0)$, dinyatakan bahwa tidak ada pengaruh harga dan non harga terhadap respons luas panen jagung.

$H_a : a_1 \neq a_2 \neq \dots \neq a_{15} \neq 0$, dinyatakan bahwa ada pengaruh harga dan non harga terhadap respons luas panen jagung.

2) Hipotesis respons produktivitas jagung model persamaan (3.16) adalah :

$H_0 : (b_1 = b_2 = \dots = b_{14} = 0)$, dinyatakan bahwa tidak ada pengaruh harga dan non harga terhadap respons produktivitas jagung.

$H_a : a_1 \neq a_2 \neq \dots \neq a_{14} \neq 0$, dinyatakan bahwa ada pengaruh harga dan non harga terhadap respons produktivitas jagung.

3) Kriteria uji F dinyatakan bahwa jika nilai F_{hitung} lebih besar dari nilai F_{tabel} , maka H_0 ditolak.

3. Elastisitas Jangka Pendek dan Jangka Panjang pada Tujuan 4

Analisis elastisitas dalam penelitian ini menyangkut elastisitas penawaran jagung (E_{AYQ}) terhadap harga jagung (HJg). Ukuran elastisitas ini menunjukkan ukuran respons petani secara kuantitatif yang dikaitkan dengan penawaran jagung. Respons petani jagung tersebut merupakan *proxy* terbaik dari respons luas panen (A) dan respons produktivitas (Y). Maka analisis elastisitas ini didasarkan pada persamaan (3.12), (3.13), (3.15) dan (3.16) untuk elastisitas luas panen ($E_{A.HJg}$) dan elastisitas produktivitas ($E_{Y.HJg}$) terhadap harga jagung. Sedangkan elastisitas produksi jagung ($E_{Q.HJg}$) sesuai dengan persamaan (2.8) ditulis dalam persamaan sebagai berikut:

$$E_{Q,HJg} = E_{A,HJg} + E_{Y,HJg} \dots\dots\dots(3.17)$$

Akibat pengaruh harga jagung dengan selang waktu (*lag*) terhadap penawaran jagung, maka model respons luas panen dan respons produktivitas dapat diketahui adanya elastisitas jangka pendek $E_{(SR)}$ dan elastisitas jangka panjang $E_{(LR)}$. Kedua elastisitas tersebut diukur dari koefisien penawaran periode sebelumnya (a_1, b_1) dan koefisien harga jagung periode sebelumnya (a_2, b_2) dari persamaan (3.12), (3.13), (3.15) dan (3.16). Dengan asumsi, bahwa penawaran jagung (A, Y, Q) merespons terjadinya perubahan harga jagung. Jadi untuk perhitungan elastisitas jangka pendek dan jangka panjang ditulis dalam persamaan sebagai berikut:

1) Untuk elastisitas luas panen terhadap harga jagung dalam jangka :

Pendek (SR) : $E_{A,HJg(SR)} = a_2 \dots\dots\dots(3.18)$

$$\text{Panjang (LR)} : E_{A.HJg(LR)} = \frac{E_{A.HJg(SR)}}{(1-a_1)} \dots\dots\dots(3.19)$$

2) Untuk elastisitas produktivitas terhadap harga jagung dalam jangka :

$$\text{Pendek (SR)} : E_{Y.HJg(SR)} = b_2 \dots\dots\dots(3.20)$$

$$\text{Panjang (LR)} : E_{Y.HJg(LR)} = \frac{E_{Y.HJg(SR)}}{(1-a_1)} \dots\dots\dots(3.21)$$

3) Untuk elastisitas produksi terhadap harga jagung dalam jangka :

$$\text{Pendek (SR)} : E_{Q.HJg(SR)} = E_{A.HJg(SR)} + E_{Y.HJg(SR)} \dots\dots\dots(3.22)$$

$$\text{Panjang (LR)} : E_{Q.HJg(LR)} = E_{A.HJg(LR)} + E_{Y.HJg(LR)} \dots\dots\dots(3.23)$$

Sesuai dengan landasan teori, bahwa kondisi elastisitas jangka panjang akan lebih elastis dari pada elastisitas jangka pendek. Maka nilai elastisitas penawaran jangka panjang lebih besar daripada elastisitas penawaran jangka pendek ($E_{(LR)} > E_{(LS)}$). Kemudian dilakukan uji hipotesis dengan metode *Paired Two Sample for Means (t-Test)*.

1) Hipotesis respons luas panen jagung pada model persamaan (3.18) sampai dengan (3.23) adalah :

$H_0 : (E_{AYQ.HJg(SR)} = E_{AYQ.HJg(LR)} = 0)$, dinyatakan bahwa tidak ada beda elastisitas penawaran jagung antara jangka pendek dan jangka panjang.

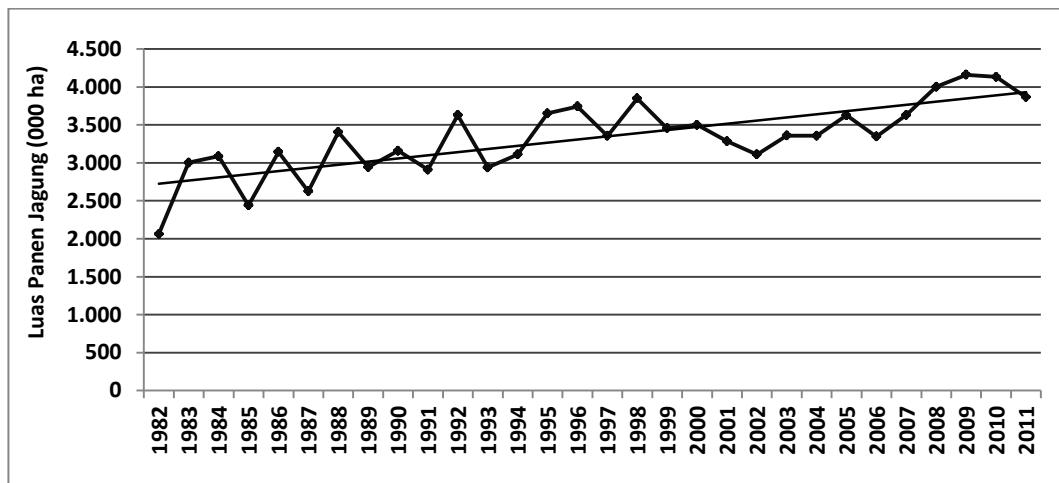
$H_a : (E_{AYQ.HJg(SR)} \neq E_{AYQ.HJg(LR)} \neq 0)$, dinyatakan bahwa ada beda elastisitas penawaran jagung antara jangka pendek dan jangka panjang.

2) Kriteria uji t dinyatakan bahwa jika nilai t_{hitung} lebih besar daripada nilai t_{tabel} , maka H_0 ditolak.

IV. PERKEMBANGAN KOMODITAS JAGUNG DI INDONESIA

A. Perkembangan Luas Areal Jagung

Pada dasarnya perkembangan luas areal penanaman jagung di Indonesia tidak terlepas dari semakin berkembangnya fungsi komoditas jagung yakni sebagai pangan, pakan, dan bahan bakar (*biofuel*), maupun sebagai bahan baku berbagai industri lainnya. Untuk mengetahui selengkapnya tentang perkembangan luas panen tanaman jagung di Indonesia dalam kurun waktu antara tahun 1982-2011 disajikan pada Gambar 4.1.



Sumber : www.deptan.go.id (diolah)

Gambar 4.1. Perkembangan Luas Panen Jagung di Indonesia Tahun 1982-2011

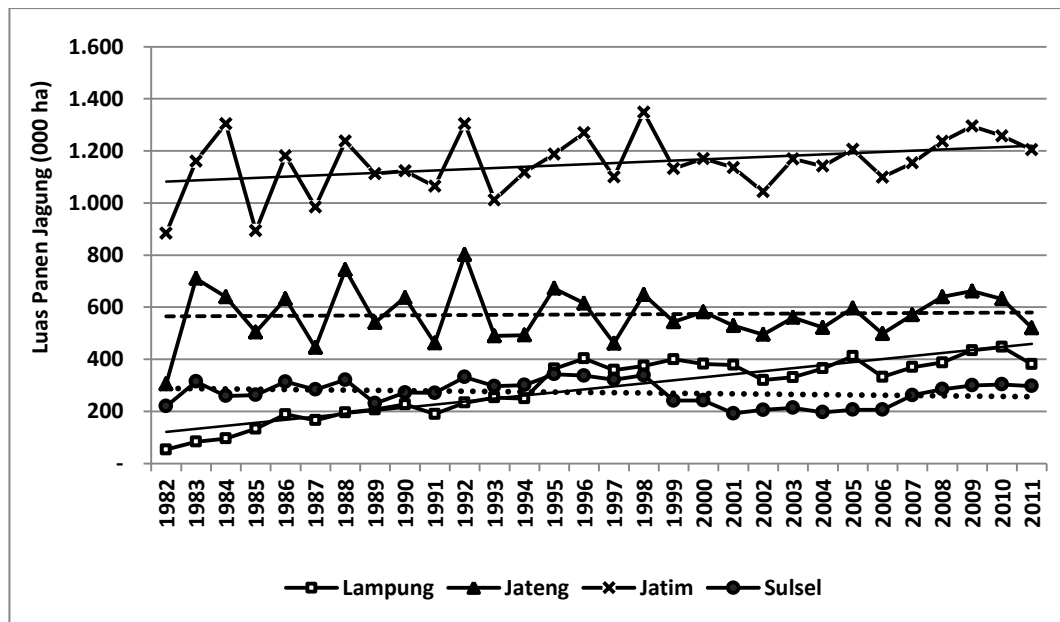
Perkembangan luas panen jagung di Indonesia dalam kurun waktu tahun 1982-2011 cukup fluktuatif, tetapi memiliki trend atau kecenderungan yang meningkat. Peningkatan luas panen jagung yang cukup tajam terjadi pada tahun 1988, 1992, 1995, dan 1998, sedangkan penurunan luas panen yang terendah setelah melewati masa krisis ekonomi yaitu pada tahun 2002 dan 2006. Namun

pada tahun 1982 itulah yang merupakan titik terendah dari luas panen jagung di Indonesia yang hanya mencapai 2.061.299 hektar (Gambar 4.1).

Sentra produksi utama jagung di Indonesia yang menjadi kajian dalam penelitian ini meliputi Provinsi Lampung, Jawa Tengah, Jawa Timur, dan Sulawesi Selatan. Berdasarkan Gambar 4.5 dapat dicermati bahwa dalam kurun waktu antara tahun 1982-2011, Jawa Timur memiliki luas panen jagung yang tertinggi, secara berturut-turut diikuti oleh Jawa Tengah, Lampung, dan Sulawesi Selatan. Luas panen tanaman jagung di Provinsi Jawa Timur berfluktuatif, namun memiliki trend yang meningkat meskipun tidak tajam. Luas panen jagung tertinggi di Jatim terjadi pada tahun 1998 yang mencapai 1.348.462 hektar, sedangkan luas panen terendah dialami ketika tahun 1982 yang hanya seluas 884.046 hektar, dan setelah melewati masa krisis ekonomi tahun 1997/1998 titik terendah terjadi pada tahun 2002 yakni menjadi 1.043.285 hektar. Di Jawa Tengah, pada era sebelum terjadinya krisis ekonomi, luas panen jagung sangat berfluktuatif, namun secara keseluruhan pada kurun waktu tahun 1982-2011 diperoleh nilai trend yang konstan. Hal ini dapat terjadi karena ekstensifikasi lahan di Jateng cukup sulit untuk direalisasikan akibat keberadaan lahan pertanian yang semakin banyak mengalami alih fungsi menjadi pemukiman, perindustrian, dan lainnya. Luas panen jagung di Jateng mencapai titik terendah pada tahun 1982 yakni 305.400 hektar dan tertinggi tahun 1992 seluas 801.291 hektar.

Di Lampung, luas panen jagung mengalami fluktuasi yang lebih rendah, tetapi memiliki kecenderungan yang meningkat. Pada tahun 1982, luas panen jagung terendah dialami di Lampung yang hanya mencapai 53.381 hektar,

sedangkan pada tahun 2010 mengalami titik tertinggi hingga seluas 447.509 hektar. Hal ini cukup beralasan karena program intensifikasi dan ekstensifikasi lahan di wilayah Lampung masih memungkinkan untuk berjalan bersama-sama.



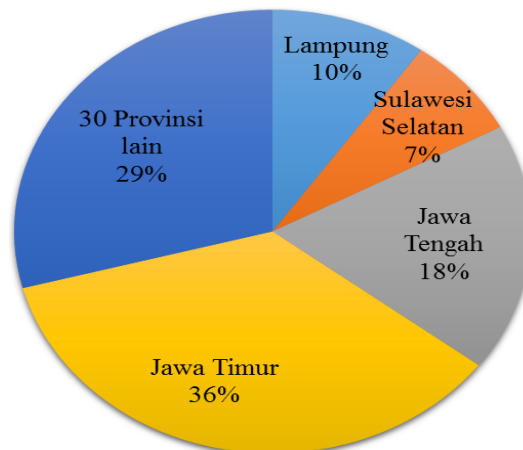
Sumber : www.deptan.go.id (diolah)

Gambar 4.2. Perkembangan Luas Panen Jagung di Sentra Produksi Utama Indonesia Tahun 1982-2011

Luas panen jagung Sulawesi Selatan kurang berfluktuatif dan memiliki trend yang menurun meskipun relatif sangat kecil. Sebelum masa krisis ekonomi, luas panen jagung di Sulsel relatif konstan, tetapi mengalami penurunan yang relatif stabil setelah melewati masa tersebut. Namun pada lima tahun terakhir, luas panen jagung di Sulsel cenderung lebih meningkat. Apabila ditelaah kembali Gambar 4.4 dan Gambar 4.5 maka dapat dipahami bahwa fluktuasi dan trend luas panen jagung di sentra utama sangat kontributif terhadap keberadaan fluktuasi dan trend luas panen jagung secara keseluruhan di wilayah Indonesia.

B. Perkembangan Produksi Jagung

Ada empat provinsi yang mencapai produksi jagung tertinggi dari 34 provinsi di Indonesia. Provinsi-provinsi tersebut menjadi sentra produksi jagung nasional yang mendominasi 71% produksi jagung Indonesia. Gambar 4.3 memperlihatkan bahwa sejak tahun 1982 sampai 2011, Jawa Timur memiliki produksi jagung yang tertinggi (36%) di Indonesia. Data ini memberikan petunjuk bahwa produksi jagung nasional sangat tergantung pada keberhasilan jagung di empat provinsi tersebut.



Sumber : BPS, www.deptan.go.id (diolah)

Gambar 4.3. Proporsi Produksi Jagung di Indonesia Tahun 1982-2011

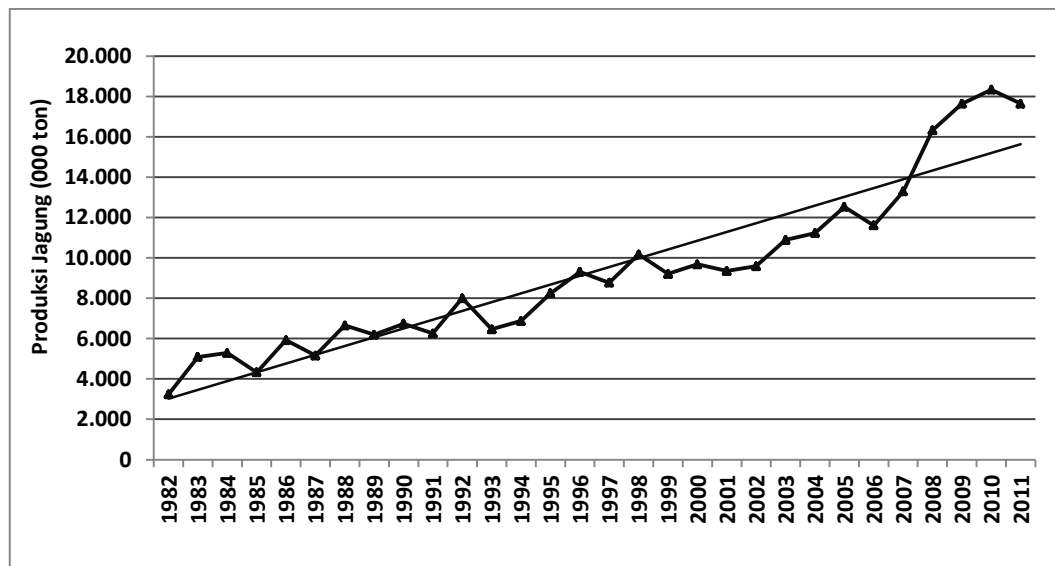
Pada dekade kedua (1992-2001) dalam Tabel 4.3, Indonesia mengalami pertumbuhan produksi jagung yang paling rendah hanya 3,05 persen per tahun. Kondisi di Jawa Tengah, Jawa Timur dan Sulawesi Selatan juga mengalami hal yang serupa dengan pertumbuhan produksi jagung yang terendah. Indonesia pada dekade tersebut mengalami masa krisis ekonomi, krisis politik (reformasi kepemimpinan nasional) dan krisis alam (kemarau panjang akibat iklim *El Niño*).

Tabel 4.1. Pertumbuhan dan Proporsi Produksi Jagung per Tahun di Indonesia, 1982-2011

Periode Pertumbuhan dan Proporsi	Lampung	Jawa Tengah	Jawa Timur	Sulawesi Selatan	Indonesia
Dekade-1 (%)	14,89	1,61	3,51	1,53	5,07
Dekade-2 (%)	8,73	-1,18	2,19	-0,41	3,05
Dekade-3 (%)	3,60	4,92	4,00	9,00	5,85
Proporsi (%)	9,75	18,14	35,56	7,43	100,00

Sumber : BPS, www.deptan.go.id (diolah)

Keterangan: Dekade-1 (1982-1991), Dekade-2 (1992-2001), Dekade (2002-2011).

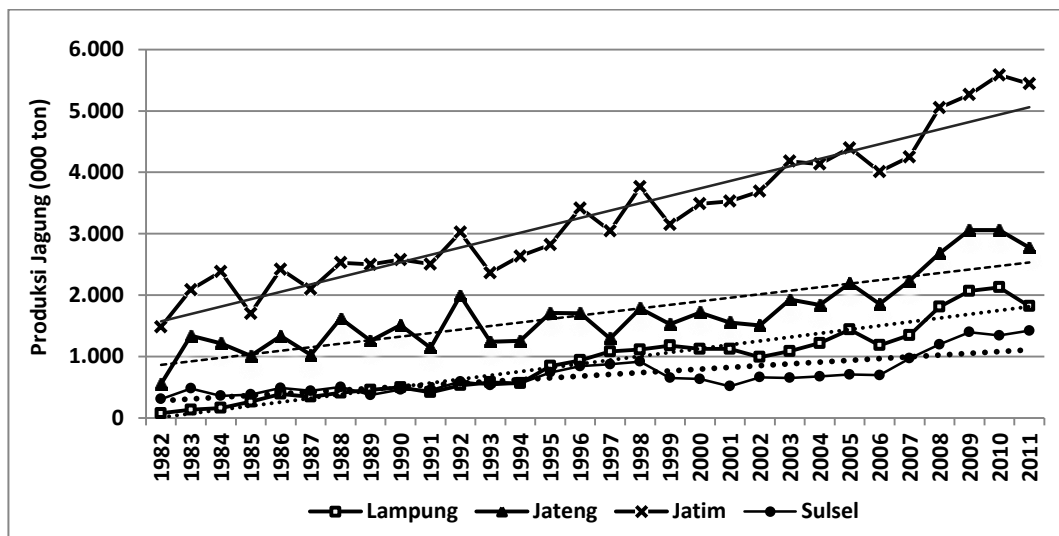


Sumber : www.deptan.go.id (diolah)

Gambar 4.4. Perkembangan Produksi Jagung di Indonesia Tahun 1982-2011

Fluktuasi dan trend produksi jagung di Indonesia memiliki keselarasan dengan keadaan fluktuasi dan trend luas panen jagung di Indonesia. Dengan demikian maka luas areal penanaman jagung merupakan faktor penting yang dapat mempengaruhi tingkat produksi jagung di Indonesia. Produksi jagung di Indonesia pada periode tahun 1982 sampai 2011 cukup berfluktuasi dan mengalami trend yang positif (Gambar 4.4).

Dari Gambar 4.4 dapat diketahui bahwa penurunan produksi jagung di Indonesia yang cukup drastis terjadi adalah pada tahun 1993, 1997, 1999, dan 2006, sedangkan pada lima tahun terakhir (2007-2011) terjadi peningkatan produksi yang cukup tajam, dan yang tertinggi ketika tahun 2010 hingga mencapai 18.327.636 ton. Fluktuasi dan peningkatan produksi jagung di Indonesia selain dipengaruhi oleh faktor ekobiologis, tentunya juga tidak terlepas dari pengaruh berbagai kebijakan pemerintah maupun kemajuan industri perbenihan.



Sumber : www.deptan.go.id (diolah)

Gambar 4.5. Perkembangan Produksi Jagung di Sentra Produksi Utama Indonesia Tahun 1982-2011

Provinsi Jawa Timur merupakan produsen jagung terbesar di Indonesia. Dengan demikian, kondisi fluktuasi produksi jagung di wilayah Jatim mampu menggambarkan tingkat fluktuasi produksi jagung di Indonesia. Menurut Gambar 4.5 dapat dikaji bahwa dari keempat produsen jagung utama di Indonesia pada tahun 1982 secara bersamaan mengalami tingkat produksi terendah, dan selanjutnya pada lima tahun terakhir (2007-2011) secara bersamaan juga terjadi

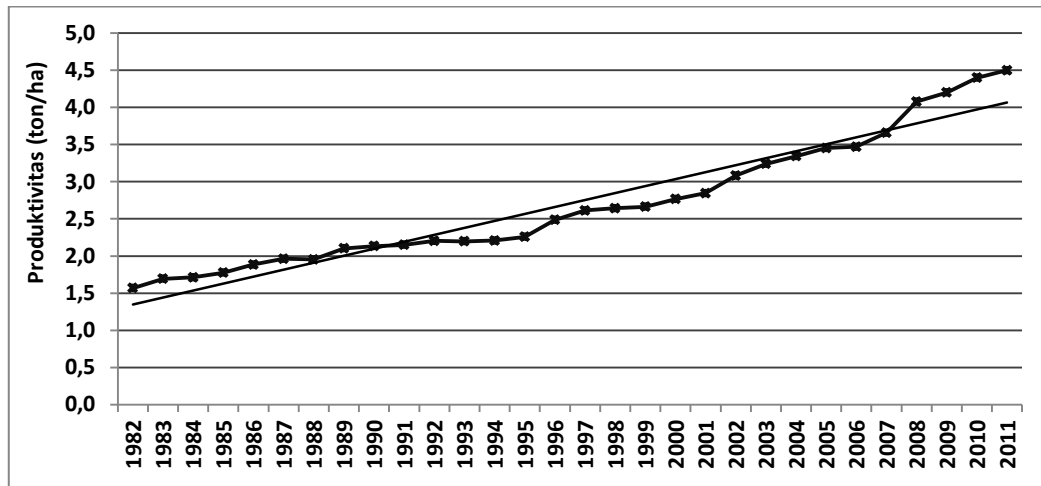
tingkat kecenderungan peningkatan produksi jagung yang cukup tinggi. Penurunan produksi jagung yang cukup drastis di Provinsi Jawa Timur dan Jawa Tengah terjadi pada tahun 1993, 1997, 1999, dan 2006. Fenomena ini sangat serupa dengan kondisi turunnya produksi jagung di Indonesia, artinya Jatim dan Jateng masih menjadi kunci utama yang mempengaruhi tingkat produksi jagung Indonesia. Di sisi lain, Provinsi Lampung dan Sulawesi Selatan setelah melewati masa krisis ekonomi, keduanya memiliki tingkat produksi jagung yang semakin cenderung menaik, meskipun masih lebih unggul Lampung.

C. Perkembangan Produktivitas Jagung

Pada kurun waktu antara tahun 1982-2011, produktivitas jagung di Indonesia terus menampilkan peningkatannya, hal ini ditunjukkan oleh nilai trend produktivitas yang positif. Produktivitas jagung di Indonesia semakin meningkat cukup tajam dalam lima tahun terakhir, yakni mencapai titik tertinggi hingga 4,5 ton per hektar (Gambar 4.6).

Tidak bisa dipungkiri bahwa tingkat perkembangan produktivitas jagung di Indonesia masih ditopang oleh tingkat produktivitas jagung di Provinsi Jawa Tengah dan Jawa Timur. Dari keempat wilayah sentra produksi utama maka wilayah yang memiliki tingkat produktivitas jagung relatif di atas rata-rata tingkat produktivitas Indonesia adalah Jateng, Jatim, dan Lampung. Pada sisi lain, Provinsi Sulsel sebelum tahun 1997 memiliki tingkat produktivitas jagung yang relatif masih jauh dari nilai rata-rata tingkat produktivitas jagung Indonesia,

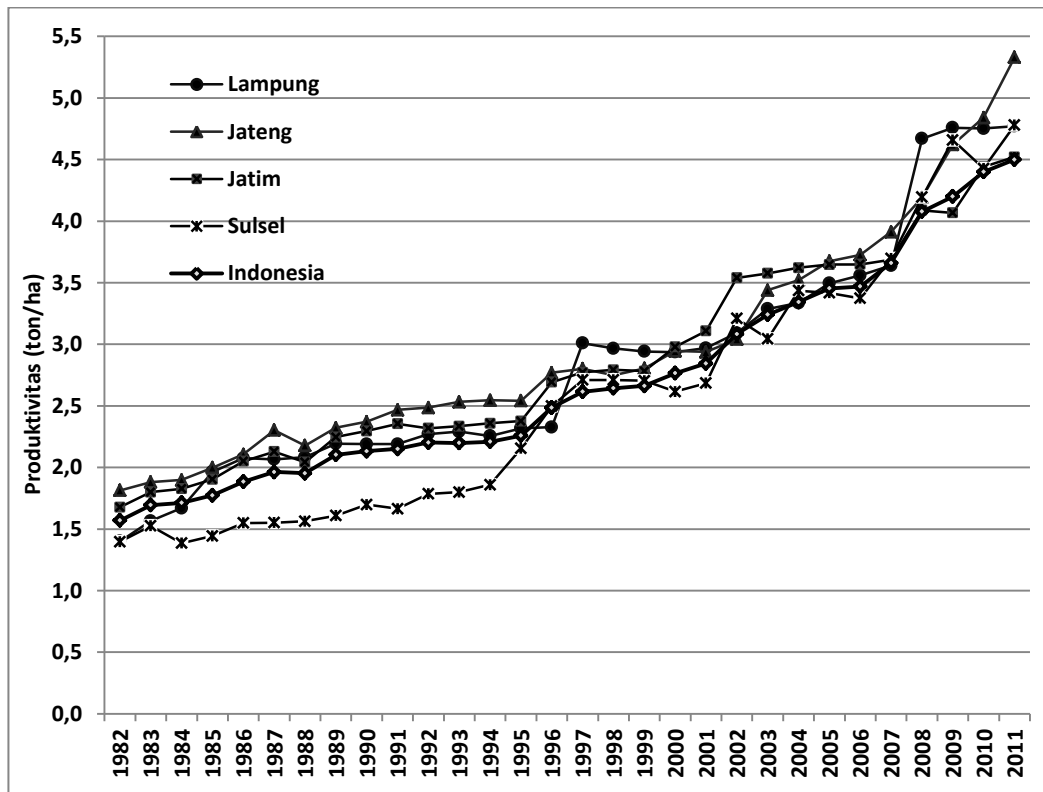
namun demikian setelah melewati tahun tersebut produktivitasnya relatif terus melaju dan sebanding dengan tingkat produktivitas jagung nasional (Gambar 4.7).



Sumber : www.deptan.go.id (diolah)

Gambar 4.6. Perkembangan Produktivitas Jagung di Indonesia Tahun 1982-2011

Gambar 4.7 menunjukkan tingkat produktivitas jagung di Jateng yang relatif tertinggi dibanding wilayah sentra produksi lainnya, terutama sebelum tahun 1997. Peningkatan produktivitas jagung di Jateng yang relatif cukup tajam terjadi pada tahun 1987, 1996, 2002, dan yang relatif paling drastis dalam lima tahun terakhir yakni mencapai titik tertinggi hingga 5,33 ton per hektar. Provinsi Jawa Timur meskipun merupakan produsen jagung terbesar di Indonesia ternyata masih memiliki tingkat produktivitas yang relatif lebih rendah dibanding Jateng. Dengan demikian, Jatim masih memiliki peluang yang lebih besar untuk menjadi produsen jagung terbesar di Indonesia, karena melalui berbagai program yang terkait dengan intensifikasi lahan pertanian masih sangat memungkinkan untuk terjadinya peningkatan produktivitas jagung.



Sumber : www.deptan.go.id (diolah)

Gambar 4.7. Perkembangan Produktivitas Jagung di Sentra Produksi Utama Indonesia Tahun 1982-2011

Di sisi lain, Provinsi Lampung mengalami lonjakan tingkat produktivitas jagung yang cukup tajam yakni pada tahun 1997 mencapai 3,01 ton per hektar dari tahun sebelumnya yang hanya mencapai 2,33 ton per hektar. Fenomena ini dapat terjadi akibat adanya penggunaan benih unggul jagung yang semakin gencar dipromosikan oleh berbagai perusahaan benih nasional maupun internasional. Selain itu, semakin pesatnya industri pakan ternak juga menuntut produsen jagung untuk mampu memproduksi lebih tinggi.

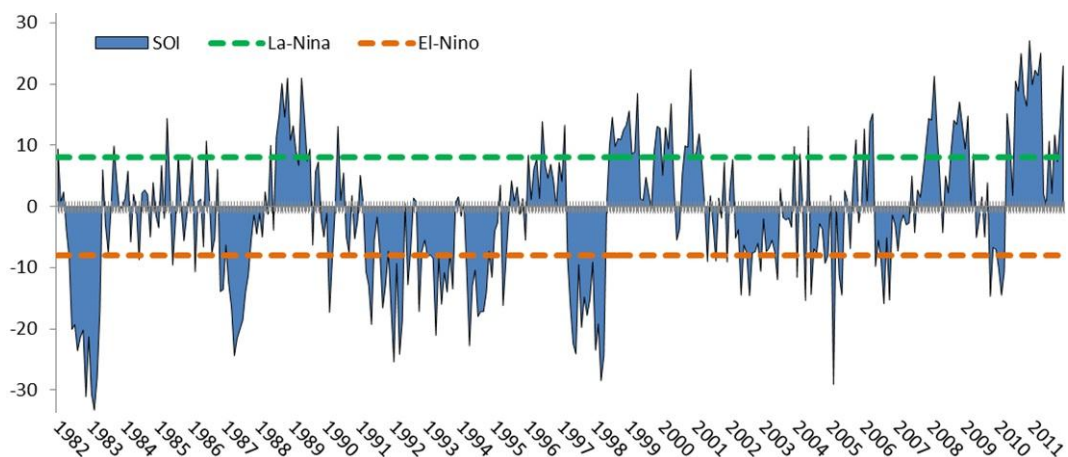
Jika dicermati kembali Gambar 4.7 dapat ditelaah bahwa dari keempat sentra produksi utama jagung Indonesia ternyata memiliki periodisasi perkembangan tingkat produktivitas yang relatif sama. Periode tahun 1982-1996

terjadi kenaikan produktivitas jagung yang relatif landai dengan tingkat produktivitas rata-rata mencapai 2,05 ton per hektar, selanjutnya antara tahun 1997-2001 pada awalnya terjadi kenaikan yang cukup tajam dan kemudian stagnan dengan rata-rata produktivitasnya sebesar 2,85 ton per hektar, pada periode tahun 2001-2006 juga terjadi gejala yang serupa yakni semula menaik dan selanjutnya stagnan dengan tingkat produktivitas rata-rata 3,43 ton per hektar, sedangkan periode lima tahun terakhir (2007-2011) mengalami peningkatan produktivitas yang terus menaik hingga mencapai rata-rata 4,4 ton per hektar. Sedangkan nilai rata-rata produktivitas jagung secara nasional dalam periodisasi yang sama tersebut maka berturut-turut tingkat produktivitasnya adalah 2,02; 2,71; 3,32 dan 4,17 ton per hektar. Dengan demikian, terjadi fenomena-fenomena yang sejalan antara tingkat produktivitas jagung di tingkat produsen utama dengan tingkat nasional.

V. KETERKAITAN PERUBAHAN IKLIM DENGAN PERKEMBANGAN JAGUNG

A. Intensitas Anomali Iklim Global

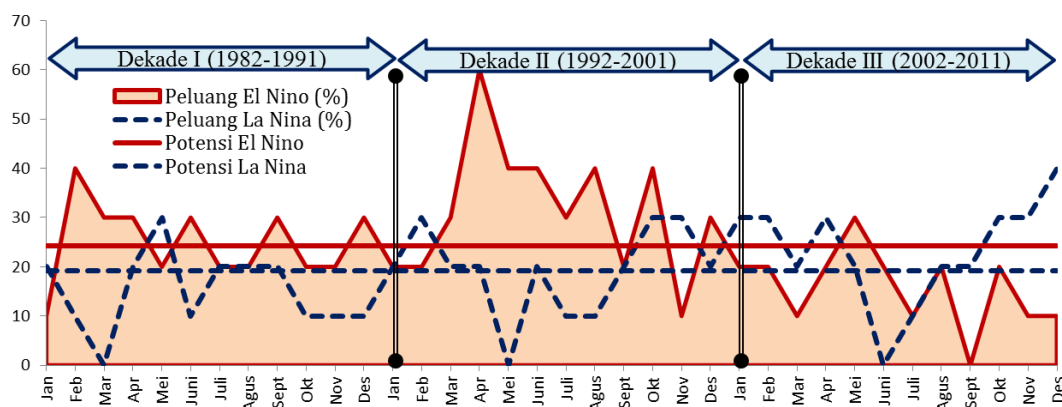
Anomali iklim global merupakan kondisi perubahan iklim yang menyimpang dari kondisi iklim normal di dunia. Perubahan iklim ini mengalami perubahan ekstrim dan berintensitas tinggi dari rata-rata kejadian. Indikator perubahan iklim yang dipakai untuk mengetahui terjadinya anomali iklim global adalah pergerakan nilai bulanan *Southern Oscillation Index (SOI)*. Pergerakan nilai SOI tersebut menunjukkan terjadinya anomali iklim *El Niño* dan *La Niña*. Menurut Badan Meteorologi Australian, SOI memberi indikasi terhadap pengembangan dan intensitas kejadian *El Niño* dan *La Niña* di Samudera Pasifik. Nilai SOI diperhitungkan dari perbedaan tekanan udara antara Tahiti dan Darwin.



Gambar 5.1. Grafik Osilasi Bulanan dari Nilai SOI dengan Anomali Iklim *El Niño* dan *La Niña* dari bulan Januari 1982 sampai dengan Desember 2011 (Sumber: BOM, diolah)

Badan meteorologi Australian yaitu *Bureau of Meteorology (BOM)* *Australia's national weather, climate and water agency*, merilis dan melakukan *updating* data SOI setiap bulan secara kontinyu sejak tahun 1876. Nilai SOI yang diolah dalam grafik osilasi dipergunakan untuk melihat variabilitas SOI akan kejadian iklim *El Niño* dan *La Niña* (Gambar 5.1).

Intensitas tinggi pada nilai negatif SOI yang berada di bawah nilai (-8) sering menunjukkan episode *El Niño* (Gambar 5.1). Nilai ini biasanya disertai dengan pemanasan berkelanjutan di wilayah tropis bagian tengah dan timur Samudera Pasifik, penurunan kekuatan angin di jalur Pasifik (*Pacific Trade*), dan penurunan curah hujan. Sedangkan Intensitas tinggi pada nilai positif SOI yang berada di atas nilai (+8) sering menunjukkan episode *La Niña*. Posisi nilai ini terkait dengan kuatnya angin di jalur Pasifik dan suhu laut lebih hangat ke utara Australia dan Samudera Indonesia. Perairan di wilayah tropis bagian tengah dan timur Samudera Pasifik menjadi lebih dingin. Kondisi ini secara bersamaan akan mengindikasikan peningkatan curah hujan dari biasanya (BOM, 2013).



Gambar 5.2. Intensitas Anomali Iklim *El Niño* dan *La Niña* dalam Persentase Peluang dan Potensi setiap 10 Tahun pada 3 Dekade (Sumber: BOM, diolah)

Intensitas anomali iklim global didasarkan pada frekuensi kejadian, berupa persentase peluang dan potensi terjadinya iklim *El Niño* dan *La Niña* pada bulan tertentu setiap 10 tahun dalam perubahan 3 dekade yaitu tahun 1982-2011 (Gambar 5.2). Puncak *El Niño* terjadi pada bulan Februari dengan peluang 40 persen dalam dekade pertama (1982-1991), kemudian diikuti puncak *La Niña* dengan peluang 30 persen di bulan Mei. Ini berarti bahwa intensitas tertinggi dalam dekade pertama di bulan Februari terjadi 4 kali *El Niño* dan di bulan Mei terjadi 3 kali *La Niña* (Lampiran 1). Perkembangan selanjutnya dalam dekade kedua (1992-2001) terdapat perubahan drastis puncak *El Niño* menjadi yang tertinggi dengan peluang 60 persen di bulan April. Sedangkan puncak *La Niña* merata di bulan Februari, Oktober dan November dengan peluang 30 persen. Perubahan selanjutnya dalam dekade ketiga (2002-2011) terjadi puncak *El Niño* menjadi yang terendah di bulan Mei dengan peluang 30 persen, tetapi puncak *La Niña* menjadi yang tertinggi di bulan Desember dengan peluang 40 persen.

Potensi *El Niño* dan *La Niña* merupakan rata-rata jangka panjang dalam 3 dekade dari persentase peluang *El Niño* dan *La Niña* (Gambar 5.2 ada dua garis lurus horizontal). Dalam 3 dekade tersebut kejadian *El Niño* lebih berpotensi tinggi daripada terjadinya *La Niña*. Potensi *El Niño* mencapai 24 persen yang lebih tinggi daripada potensi *La Niña* yaitu 19 persen (Lampiran 1). Tingginya potensi *El Niño* 24 persen berarti bahwa selama 100 bulan secara relatif intensitas anomali iklim *El Niño* terjadi 24 kali yang menyebar di setiap bulan. Karena potensi *El Niño* lebih besar daripada potensi *La Niña*, maka mengindikasikan bahwa lebih sering terjadi pemanasan global dan kemarau panjang.

Secara umum, bahwa setelah kejadian iklim *El Niño* sering diikuti dengan iklim *La Niña* yang berintensitas lebih rendah (Gambar 5.1 dan 5.2). Namun demikian, puncak iklim *La Niña* pada dekade ketiga menyebar dan tertinggi intensitasnya. Perubahan anomali iklim global ini akan berdampak pada perubahan pola curah hujan yaitu awal musim kemarau dan awal musim hujan. Menurut UNDP (2007), bahwa perubahan pola curah hujan akan bervariasi bergantung pada lokasi. Para petani yang akan paling sengsara adalah mereka yang tinggal di wilayah dataran tinggi yang dapat mengalami kehilangan lapisan tanah akibat erosi. Hasil tanaman pangan dataran tinggi seperti kedelai dan jagung bisa menurun 20 hingga 40 persen. Namun, nyaris seluruh petani akan merasakan dampaknya. Banyak petani kesulitan menentukan waktu yang tepat untuk memulai musim tanam dan mengalami gagal tanam karena hujan yang tidak menentu atau kemarau panjang. Petani yang kesusahan adalah yang bertani di wilayah paling ujung saluran irigasi yang pada saat kelangkaan air tidak mendapatkan jatah air karena sudah lebih dulu digunakan oleh para petani di daerah hulu irigasi. Selanjutnya menurut Darwanto (2006), di negara berkembang, dalam kasus produksi domestik ada ketidakstabilan suplai pangan yang disebabkan oleh faktor iklim dan cuaca.

Tidak semua wilayah di Indonesia mengalami dampak dari iklim *El Niño* dan *La Niña*. Karena secara geografis Indonesia merupakan benua maritim di jalur katulistiwa dan terletak di antara dua benua (Asia-Australia) dan dua samudera (Hindia-Pasifik). Secara klimatologis menurut BMKG (2013), bahwa ada lima fenomena alam yang mempengaruhi iklim atau musim di Indonesia yaitu:

1) *El Niño* dan *La Niña*, akibat sistem interaksi lautan atmosfer di Ekuator Pasifik Tengah (Nino 3,4); 2) Anomali suhu muka laut akibat interaksi laut–atmosfer di Samudera Hindia dengan perairan pantai timur Afrika; 3) Perbedaan tekanan udara di Australia dan Asia berakibat sirkulasi angin di Indonesia mengalami perubahan arah setiap setengah tahun, sehingga ada pola angin baratan akibat tekanan tinggi di Asia dan pola angin timuran/tenggara akibat tekanan tinggi di Australia, maka terjadi musim kemarau di Indonesia; 4) Daerah pertemuan angin antartropis (*Inter Tropical Convergence Zone*) merupakan daerah tekanan rendah dari barat ke timur dengan posisi selalu berubah mengikuti pergerakan posisi matahari ke arah utara dan selatan khatulistiwa, kemudian wilayah sekitar khatulistiwa Indonesia berpotensi terjadinya pertumbuhan awan-awan hujan; 5) Kondisi suhu permukaan laut di wilayah perairan Indonesia merupakan indikator kandungan uap air di atmosfer dan proses pembentukan awan, jika suhu permukaan laut dingin maka sedikit kandungan uap air di atmosfer, sebaliknya panasnya suhu permukaan laut berpotensi cukup banyaknya uap air di atmosfer.

Akibat perubahan iklim global tersebut, maka iklim Indonesia mempunyai pola curah hujan yang berbeda-beda setiap daerah. Dari pola curah hujan dapat diketahui sifat hujan dan panjang musim yaitu berubahnya awal musim kemarau dan awal musim hujan. Dengan demikian, BMKG telah mengelompokan pola distribusi curah hujan rata-rata bulanan di seluruh wilayah Indonesia, maka secara klimatologis wilayah Indonesia terdiri atas daerah Zona Musim (ZOM) dan daerah Non Zona Musim (Non ZOM). Kriteria daerah ZOM yaitu memiliki dua puncak curah hujan dalam setahun yang sangat jelas perbedaan antara musim

kemarau dan hujan. Sedangkan daerah Non ZOM tidak jelas perbedaan antara musim kemarau dan hujan. Berdasarkan hasil pengolahan dan analisis data periode 30 tahun (1981–2010), wilayah Indonesia terdiri atas 342 Zona Musim dan 65 Non ZOM (Tabel 5.1). Dari 342 ZOM, ada 9 ZOM memiliki pola hujan berkebalikan yaitu bila mengalami musim hujan maka daerah lainnya musim kemarau, demikian sebaliknya. Pada umumnya daerah ZOM untuk sentra produksi jagung Indonesia kondisi curah hujannya bersifat normal (Tabel 5.1).

Tabel 5.1. Jumlah Daerah Zona Musim (ZOM) menurut Sifat Hujan dan Daerah Non Zona Musim dalam Periode 30 tahun (1981–2010)

Sentra Produksi Jagung	Jumlah ZOM Menurut Sifat Hujan								Jumlah Non ZOM
	Atas Normal		Normal		Bawah Normal		ZOM		
Lampung	3	21%	9	64%	1	15%	14	100%	1
Jawa Tengah	1	2%	35	74%	11	24%	47	100%	-
Jawa Timur	6	10%	49	43%	4	41%	59	100%	-
Sulawesi Selatan	2	8%	22	88%	1	4%	25	100%	4
Indonesia	342								65

Sumber: BMKG (diolah)

B. Pola Curah Hujan dengan Perkembangan Jagung di Lampung

Perubahan anomali iklim global dapat berdampak pada perubahan pola curah hujan. Dampak yang terjadi pada kondisi curah hujan di daerah sentra produksi jagung Indonesia telah mengalami perubahan setiap 10 tahun pada tiga dekade. Perubahan tersebut diketahui dari panjang musim kemarau yaitu berubahnya awal musim kemarau dan awal musim hujan. Perubahan iklim tersebut akan berdampak pada perkembangan jagung, baik pada perkembangan Luas Panen, Produksi maupun produktivitas jagung.

Intensitas iklim *El Niño* yang tertinggi (32%) terjadi pada dekade kedua dan yang terendah (16%) terjadi pada dekade ketiga (Tabel 5.2). Anomali iklim global ini menunjukkan bahwa dekade kedua adalah kondisi iklim global yang paling ekstrim yang berakibat terjadinya curah hujan yang sangat rendah dan kemarau panjang yang bisa berdampak pada kekeringan hebat. Iklim ekstrim ini terjadi di Lampung dengan musim kemarau yang paling panjang (9 bulan), juga dekade kedua ini memiliki sifat hujan di bawah normal yaitu 62 persen dari potensi curah hujan (146 mm/bulan).

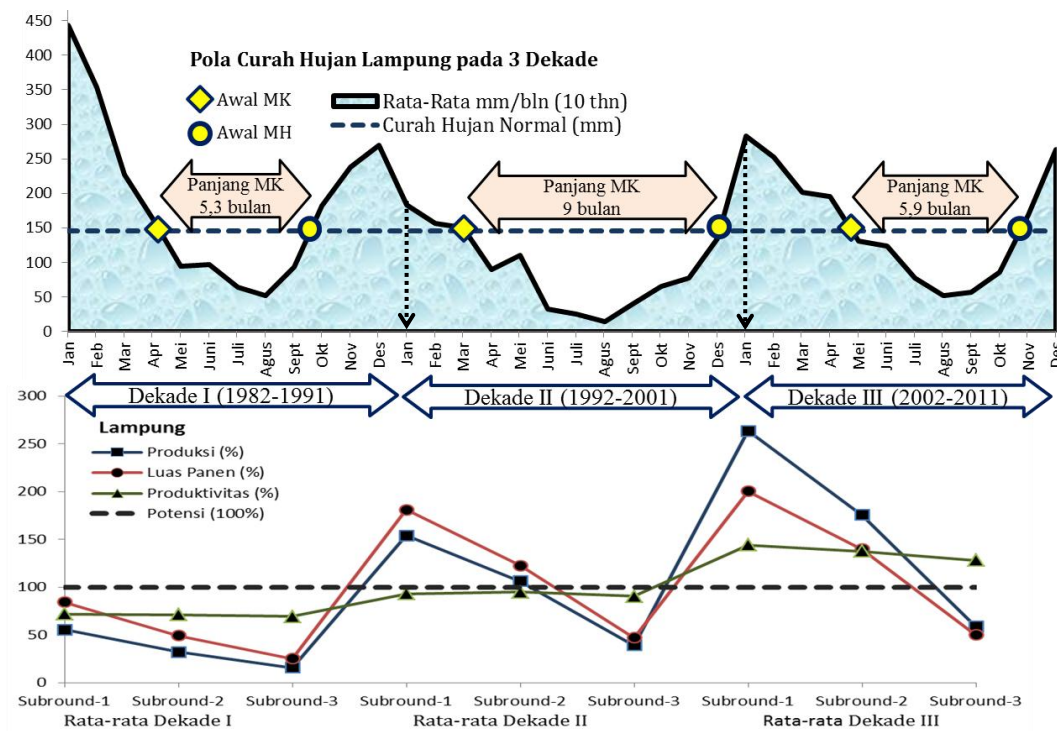
Tabel 5.2. Intensitas Anomali Iklim *El Niño-La Niña*, Pola Curah Hujan dan Perkembangan Jagung di Lampung

Periode		Intensitas Anomali Iklim		Pola Curah Hujan				Persentase Perubahan dari Potensi Jagung		
Dekade	Sub round (sr)	<i>El Niño</i> (%)	<i>La Niña</i> (%)	Panjang MK (bulan)	Awal MK	Awal MH	Sifat Hujan (%)	Produksi (%)	Luas Panen (%)	Produktivitas (%)
ke-1 1982- 1991	1	25	15	5,3	April I	Sept II	AN 130%	55	84	72
	2							32	49	71
	3							16	25	69
ke-2 1992- 2001	1	32	19	9	Mart I	Des I	BN 62%	154	181	93
	2							106	123	95
	3							39	47	90
ke-3 2002- 2011	1	16	23	5,9	April III	Okt III	N 108%	264	200	144
	2							175	140	137
	3							59	50	128
Potensi		24	19	6,6	April I	Okt III	146 mm/bln	303,22 ribu ton/sr	96,86 ribu ha/sr	2,86 ton/ha

Sumber: BOM, BMKG, BPS, Deptan (diolah)

Keterangan: - I, II, III = Dasarian I = tanggal 1-10/awal bulan (10 hari)
 Dasarian II = tanggal 11-20/pertengahan bulan (10 hari)
 Dasarian III = tanggal 21 - akhir bulan (10 hari)
 - AN = Atas Normal, jika CH > 115% dari potensi CH
 - N = Normal, jika CH antara 85%-115% dari potensi CH
 - BN = Bawah Normal, jika CH < 85% dari potensi CH
 - Potensi = Rata-rata Jangka Panjang 30 tahun (1982-2011)

Dampak *El Niño* terhadap kemarau panjang saat dekade kedua berakibat terjadinya pergeseran musim satu bulan dari potensi awal musim kemarau (April-I) dan potensi awal musim hujan (Oktober-III). Posisi musim kemarau (MK) ini berada pada awal Maret yang mendahului potensi awal MK, kemudian berada pada awal Desember yang melewati potensi awal MH. Sedangkan dampak *El Niño* dengan intensitas terendah (16%) pada dekade ketiga, hanya awal MK yang bergeser dari potensinya dan sifat hujan normal (108%).



Gambar 5.3. Pola Distribusi Curah Hujan Rata-Rata Bulanan setiap Dekade Periode 1982-2011 dengan Persentase Perubahan Luas Panen, Produksi dan Produktivitas dari Potensi Jagung di Lampung (Sumber: BMKG, BPS, Deptan, diolah)

Perubahan iklim *El Niño* secara berturut-turut dalam tiga dekade tidak diikuti oleh perkembangan jagung di Lampung (Gambar 5.3). Namun, perkembangan Luas Panen, Produksi dan produktivitas jagung di Lampung

mengikuti perubahan iklim *La Niña* dengan perubahan positif secara berturut-turut dalam tiga dekade. Khususnya, pada perkembangan produktivitas jagung di Lampung lebih mengikuti sifat hujan. Walaupun pada dekade ketiga intensitas iklim *La Niña* mencapai yang tertinggi, tetapi sifat hujan normal (108%) dan perubahan produktivitas naik di atas potensinya (144%, 137%, 128%). Pada dekade pertama dan kedua sifat hujan sangat tegas yaitu di atas normal (130%) dan di bawah normal (62%), akibatnya posisi produktivitas jagung berada di bawah potensi (2,86 ton/ha/subround). Kemudian, dekade ketiga posisi produktivitas jagung berada di atas potensinya dengan sifat hujan normal (108%).

C. Pola Curah Hujan dengan Perkembangan Jagung di Jawa Tengah

Pada Tabel 5.3 diperlihatkan adanya intensitas iklim *El Niño* yang tertinggi (32%) terjadi pada dekade kedua dan yang terendah (16%) terjadi pada dekade ketiga. Iklim *El Niño* ini menunjukkan bahwa pada dekade kedua adalah kondisi iklim global yang paling ekstrim yang berakibat curah hujan paling rendah, kemarau panjang dan kekeringan hebat. Iklim ekstrim ini terjadi di Jawa Tengah dalam dekade kedua mencapai musim kemarau terpanjang (7,7 bulan) dan memiliki sifat hujan di bawah normal yaitu 70 persen dari potensi curah hujan (167 mm/bulan).

Dampak *El Niño* terhadap kemarau panjang di saat dekade kedua berakibat terjadinya pergeseran satu bulan awal MK (Maret-I) yang mendahului potensinya (April-I) dan bergeser 10 hari awal MH (Oktober-III) yang melewati potensinya (Oktober-II). Posisi awal MK dan awal MH tersebut berakibat panjang MK

melampaui potensinya (6,6 bulan). Sedangkan dampak *El Niño* dengan intensitas terendah (16%) pada dekade ketiga, awal MK bergeser mundur ke Mei-II dari potensinya (April-I) tetapi sifat hujan di atas normal (118%).

Tabel 5.3. Intensitas Anomali Iklim *El Niño-La Niña*, Pola Curah Hujan dan Perkembangan Jagung di Jawa Tengah

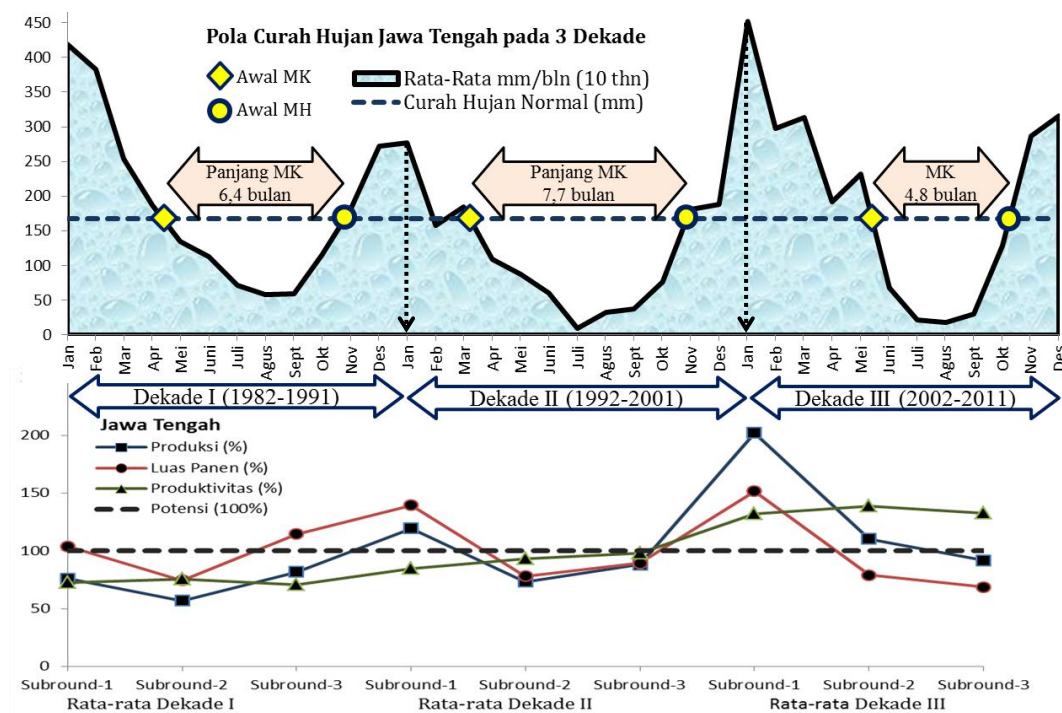
Periode		Intensitas Anomali Iklim		Pola Curah Hujan				Persentase Perubahan dari Potensi Jagung		
Dekade	Sub round (sr)	<i>El Niño</i> (%)	<i>La Niña</i> (%)	Panjang MK (bulan)	Awal MK	Awal MH	Sifat Hujan (%)	Produksi (%)	Luas Panen (%)	Produktivitas (%)
ke-1 1982- 1991	1	25	15	6,4	April II	Okt III	N 112%	76	104	73
	2							57	75	76
	3							82	115	71
ke-2 1992- 2001	1	32	19	7,7	Mart I	Okt III	BN 70%	119	140	85
	2							73	78	93
	3							88	89	98
ke-3 2002- 2011	1	16	23	4,8	Mei II	Okt I	AN 118%	202	152	132
	2							110	79	139
	3							92	69	133
Potensi		24	19	6,6	April I	Okt II	N 167 mm/bln	558,91 ribu ton/sr	191,85 ribu ha/sr	2,93 ton/ha

Sumber: BOM, BMKG, BPS, Deptan (diolah)

Keterangan: - I, II, III = Dasarian I = tanggal 1-10/awal bulan (10 hari)
 Dasarian II = tanggal 11-20/pertengahan bulan (10 hari)
 Dasarian III = tanggal 21 - akhir bulan (10 hari)
 - AN = Atas Normal, jika CH > 115% dari potensi CH
 - N = Normal, jika CH antara 85%-115% dari potensi CH
 - BN = Bawah Normal, jika CH < 85% dari potensi CH
 - Potensi = Rata-rata Jangka Panjang 30 tahun (1982-2011)

Perubahan iklim *El Niño* secara berturut-turut dalam tiga dekade tidak diikuti oleh perkembangan jagung di Jawa Tengah (Gambar 5.4). Namun, perkembangan Luas Panen, Produksi dan produktivitas jagung di Jawa Tengah mengikuti perubahan iklim *La Niña* dengan perubahan positif secara berturut-turut dalam tiga dekade. Khususnya, pada perkembangan produktivitas jagung di

Jawa Tengah menunjukkan kondisi yang lebih baik dengan sifat hujan di atas normal (Tabel 5.3). Hal ini dikarenakan pada dekade ketiga intensitas iklim *La Niña* mencapai yang tertinggi, maka sifat hujan di atas normal (118%) dan perubahan produktivitas naik di atas potensinya (132%, 139%, 133%). Pada dekade pertama kondisi *La Niña* berintensitas terendah, tetapi sifat hujannya tetap normal (112%). Namun posisi produktivitas jagung berada jauh di bawah potensinya (2,93 ton/ha/subround). Secara kontinyu dalam tiga dekade, berturut-turut intensitas *La Niña* (15%, 19%, 23%) mengikuti tingkat produktivitas jagung di Jawa Tengah (Tabel 5.3).



Gambar 5.4. Pola Distribusi Curah Hujan Rata-Rata Bulanan setiap Dekade Periode 1982-2011 dengan Persentase Perubahan Luas Panen, Produksi dan Produktivitas dari Potensi Jagung di Jawa Tengah (Sumber: BMKG, BPS, Deptan, diolah)

D. Pola Curah Hujan dengan Perkembangan Jagung di Jawa Timur

Anomali iklim global dalam Tabel 5.4 menunjukkan bahwa pada dekade kedua merupakan kondisi iklim *El Niño* yang berintensitas tertinggi (32%). Pada dekade kedua ini kondisi musim di Jawa Timur akibat iklim *El Niño* mengalami musim kemarau terpanjang (8,3 bulan). Kemudian musimnya memiliki sifat hujan di bawah normal yaitu 69 persen dari potensi curah hujan (126 mm/bulan).

Tabel 5.4. Intensitas Anomali Iklim *El Niño-La Niña*, Pola Curah Hujan dan Perkembangan Jagung di Jawa Timur

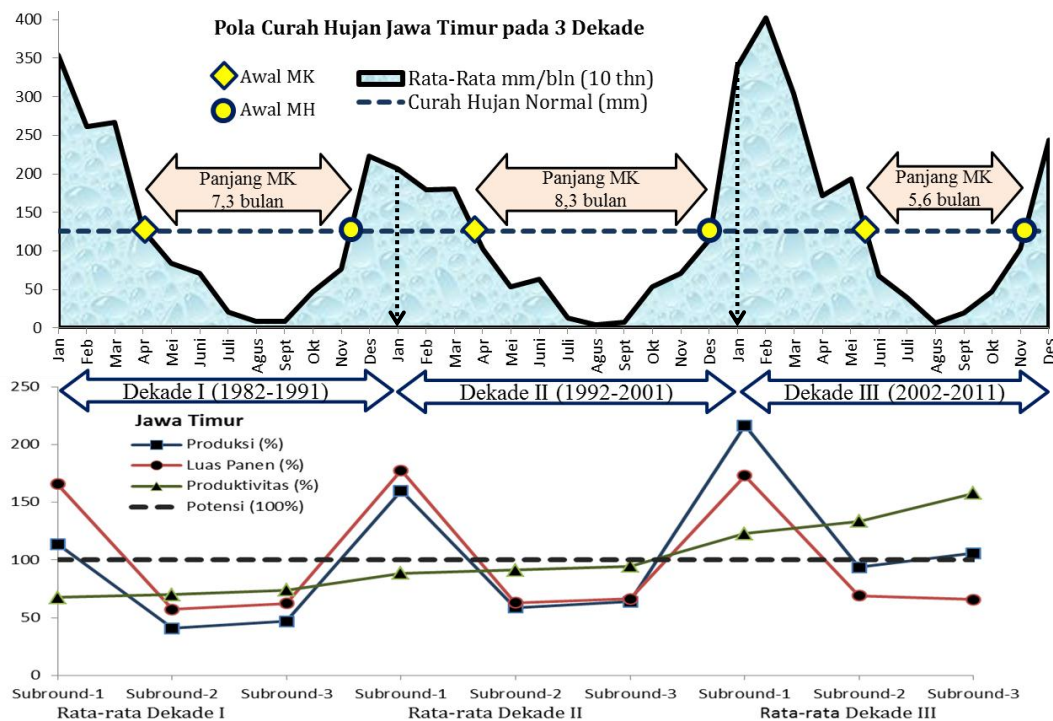
Periode		Intensitas Anomali Iklim		Pola Curah Hujan				Persentase Perubahan dari Potensi Jagung		
Dekade	Sub round (sr)	<i>El Niño</i> (%)	<i>La Niña</i> (%)	Panjang MK (bulan)	Awal MK	Awal MH	Sifat Hujan (%)	Produksi (%)	Luas Panen (%)	Produktivitas (%)
ke-1 1982- 1991	1	25	15	7,3	April I	Nov II	N 102%	114	166	67
	2							41	57	70
	3							47	62	74
ke-2 1992- 2001	1	32	19	8,3	Mart II	Des I	BN 69%	160	178	88
	2							59	63	91
	3							64	66	95
ke-3 2002- 2011	1	16	23	5,6	Mei II	Nov I	AN 128	217	173	123
	2							94	69	133
	3							106	66	158
Potensi		24	19	7	April II	Nov II	126 mm/bln	1.106,04 ribu ton/sr	383,64 ribu ha/sr	2,94 ton/ha

Sumber: BOM, BMKG, BPS, Deptan (diolah)

Keterangan: - I, II, III = Dasarian I = tanggal 1-10/awal bulan (10 hari)
 Dasarian II = tanggal 11-20/pertengahan bulan (10 hari)
 Dasarian III = tanggal 21 - akhir bulan (10 hari)
 - AN = Atas Normal, jika CH > 115% dari potensi CH
 - N = Normal, jika CH antara 85%-115% dari potensi CH
 - BN = Bawah Normal, jika CH < 85% dari potensi CH
 - Potensi = Rata-rata Jangka Panjang 30 tahun (1982-2011)

Terjadi kemarau panjang saat dekade kedua akibat iklim *El Niño* yaitu 8,3 bulan. Panjang kemarau ini diketahui dari pergeseran awal MK dan awal MH.

Awal MK ini bergeser maju satu bulan dari potensinya (April-II) ke pertengahan Maret, sedangkan awal MH bergeser ke awal Desember dari potensinya (November-II). Posisi MK ini memiliki sifat hujan di bawah normal (69%). Namun demikian, dampak *El Niño* di dekade kedua tersebut tidak membuat produksi dan luas panen jagung di Jawa Timur turun di bawah potensinya saat periode subround pertama (160% dan 178%) sesuai Tabel 5.4.



Gambar 5.5. Pola Distribusi Curah Hujan Rata-Rata Bulanan setiap Dekade Periode 1982-2011 dengan Persentase Perubahan Luas Panen, Produksi dan Produktivitas dari Potensi Jagung di Jawa Timur (Sumber: BMKG, BPS, Deptan, diolah)

Sedangkan dampak *El Niño* dengan intensitas terendah (16%) pada dekade ketiga, hanya membuat panjang MK selama 5,6 bulan dan sifat hujan di atas normal (128%). Kemudian kondisi *El Niño* bersamaan dengan kondisi *La Niña* yang memiliki intensitas tertinggi (23%) turut membuat posisi produktivitas

jagung di Jawa Timur berada di atas potensinya (2,94 ton/ha/subround). Fenomena iklim ini mengindikasikan bahwa dampak *El Niño* berintensitas rendah dan *La Niña* berintensitas tinggi membuat curah hujan tinggi di atas normal dan produktivitas jagung naik di atas potensinya.

Perubahan iklim *El Niño* secara berturut-turut dalam tiga dekade tidak diikuti oleh perkembangan jagung di Jawa Timur. Namun, perkembangan Luas Panen, Produksi dan produktivitas jagung di Jawa Timur mengikuti perubahan iklim *La Niña* dengan perubahan positif. Khususnya, pada perkembangan produktivitas jagung di Jawa Timur lebih mengikuti sifat hujan (Gambar 5.5). Pada dekade kedua dan ketiga sifat hujan sangat tegas yaitu di bawah normal (69%) dan di atas normal (128%), maka diikuti secara positif oleh perkembangan produksi dan produktivitas jagung Jatim

E. Pola Curah Hujan dengan Perkembangan Jagung di Sulawesi Selatan

Dalam Tabel 5.5 ditunjukkan adanya intensitas iklim *El Niño* yang tertinggi (32%) terjadi pada dekade kedua. Iklim *El Niño* ini berdampak pada pola curah hujan yang ekstrim. Iklim ini berakibat curah hujan paling rendah, kemarau panjang dan kekeringan hebat. Iklim ekstrim ini terjadi di Sulawesi Selatan dalam dekade kedua yang mencapai musim kemarau terpanjang (8,5 bulan) dan memiliki sifat hujan di bawah normal yaitu 74 persen dari potensi curah hujan (222 mm/bulan).

Pada Gambar 5.6 menunjukkan dampak *El Niño* terhadap kemarau panjang di saat dekade kedua diakibatkan terjadinya pergeseran satu bulan awal

MK (Maret-I) yang mendahului potensinya (April-I) dan bergesernya awal MH (November-II) yang melewati potensinya (Oktober-III). Posisi awal MK dan awal MH tersebut berakibat panjang MK melampaui potensinya (6,9 bulan). Sedangkan dampak *El Niño* dengan intensitas terendah (16%) pada dekade ketiga, untuk awal MK dan awal MH tidak bergeser dari potensinya. Kemudian pola curah hujan ini memiliki sifat hujan di atas normal yaitu 117 persen (Tabel 5.5).

Tabel 5.5. Intensitas Anomali Iklim *El Niño - La Niña*, Pola Curah Hujan dan Perkembangan Jagung di Sulawesi Selatan

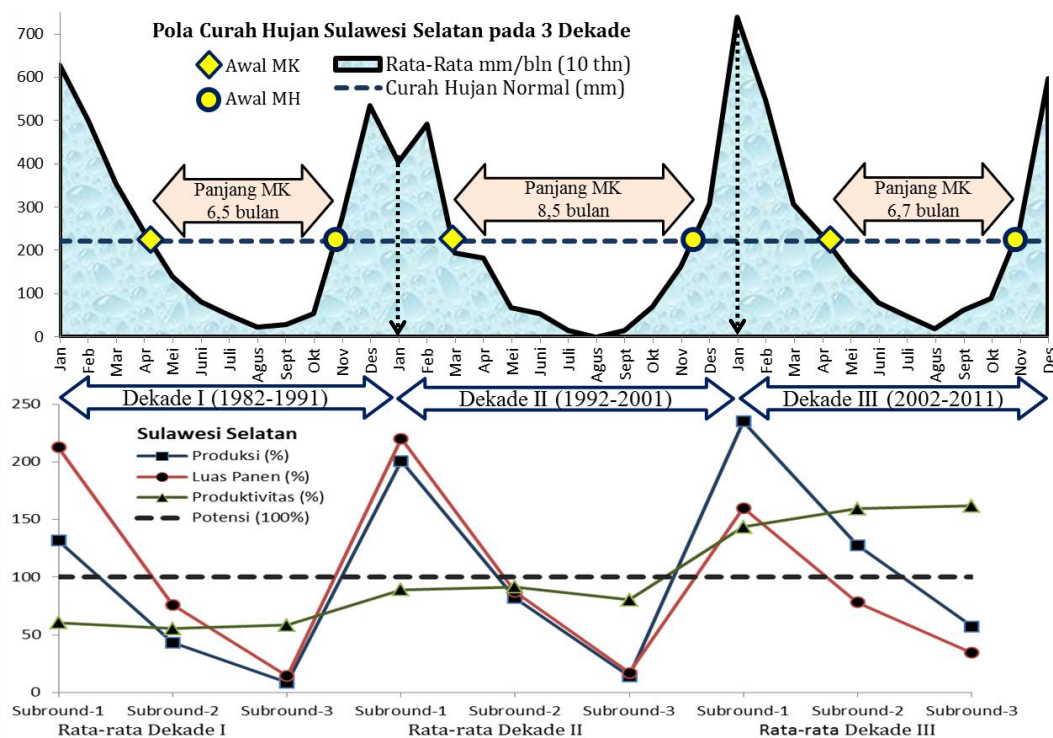
Periode		Intensitas Anomali Iklim		Pola Curah Hujan				Persentase Perubahan dari Potensi Jagung		
Dekade	Sub round (sr)	<i>El Niño</i> (%)	<i>La Niña</i> (%)	Panjang MK (bulan)	Awal MK	Awal MH	Sifat Hujan (%)	Produksi (%)	Luas Panen (%)	Produktivitas (%)
ke-1 1982- 1991	1	25	15	6,5	April I	Okt III	N 109%	132	213	60
	2							43	76	55
	3							8	14	58
ke-2 1992- 2001	1	32	19	8,5	Mart I	Nov II	BN 74%	201	20	89
	2							82	87	92
	3							14	17	80
ke-3 2002- 2011	1	16	23	6,7	April I	Okt III	AN 117%	235	60	143
	2							128	78	160
	3							57	34	162
Potensi		24%	19%	6,9	April I	Okt III	222 mm/bln	231,19 ribu ton/sr	90,78 ribu ha/sr	2,61 ton/ha

Sumber: BOM, BMKG, BPS, Deptan (diolah)

Keterangan: - I, II, III = Dasarian I = tanggal 1-10/awal bulan (10 hari)
 Dasarian II = tanggal 11-20/pertengahan bulan (10 hari)
 Dasarian III = tanggal 21 - akhir bulan (10 hari)
 - AN = Atas Normal, jika CH > 115% dari potensi CH
 - N = Normal, jika CH antara 85%-115% dari potensi CH
 - BN = Bawah Normal, jika CH < 85% dari potensi CH
 - Potensi = Rata-rata Jangka Panjang 30 tahun (1982-2011)

Kondisi iklim *El Niño* dalam dekade kedua merupakan kemarau ekstrim yang berakibat pada luas panen jagung di Sulawesi Selatan turun drastis (20%, 87%, 17%) dari potensinya yaitu 90,78 ribu hektar per subround (Tabel 5.5).

Namun, perkembangan produksi dan produktivitas jagung di Sulawesi Selatan mengikuti perubahan iklim *La Niña* dengan perubahan positif secara berturut-turut dalam tiga dekade. Khususnya pola curah hujan pada dekade ketiga akibat iklim *El Niño* berintensitas terendah dan *La Niña* berintensitas tertinggi, menyebabkan sifat hujan di atas normal (117%) tetapi awal MK dan MH sesuai dengan potensinya. Dengan demikian, dekade ketiga dari pola curah hujan tersebut terhadap produksi dan produktivitas jagung di Sulawesi Selatan, secara umum mengalami lonjakan besar di atas potensi produksi (231,19 ribu ton/subround) dan di atas potensi produktivitas (2,61 ton/ha/subround).



Gambar 5.6. Pola Distribusi Curah Hujan Rata-Rata Bulanan setiap Dekade Periode 1982-2011 dengan Persentase Perubahan Luas Panen, Produksi dan Produktivitas dari Potensi Jagung di Sulawesi Selatan (Sumber: BMKG, BPS, Deptan, diolah)

Kemudian akibat iklim *La Niña* berintensitas terendah (15%) pada dekade pertama membuat pola curah hujan menjadi panjang MK hanya 6,5 bulan serta posisi awal MK-MH sesuai potensinya dan sifat hujan normal (109%). Pola curah hujan ini dalam dekade pertama terhadap perkembangan jagung di Sulawesi Selatan secara umum mengalami penurunan di bawah potensi Luas Panen, Produksi dan produktivitas jagung (Tabel 5.5).

VI. PERKEMBANGAN JAGUNG DI DAERAH SENTRA PRODUKSI UTAMA INDONESIA

Kronologi perkembangan jagung dikaji secara periodik empat bulanan (*subround*) dengan mengetahui terjadinya trend naik dan turun secara linier dari pola data setiap periode sepuluh tahun (dekade). Analisis *time series* pada perkembangan jagung ini adalah untuk mengidentifikasi karakteristik perkembangan luas panen, produksi dan produktivitas jagung secara periodik dalam serial subround. Serial perkembangan jagung secara grafis digambarkan sebagai suatu titik yang bergerak menurut berlalunya waktu dan sebagai gerakan fluktuasi yang disebabkan oleh kombinasi kekuatan-kekuatan ekonomi, sosial, dan psikologi.

Kajian ini membahas tentang trend perkembangan jagung yang memiliki karakteristik kecenderungan naik dan turun setiap dekade dalam 30 tahun. Kecenderungan ini berdasarkan nilai-nilai yang berfluktuasi membentuk pola linier setiap dekade dan non linier dalam jangka 30 tahun. Analisis ini didasarkan atas kondisi kejadian-kejadian tiap subround dengan mengikuti jalur dan pola perilaku ekonomi masa lalu, baik di Lampung, Jawa Tengah, Jawa Timur maupun Sulawesi Selatan.

Model regresi dengan estimasi OLS dipergunakan untuk analisis trend perkembangan jagung dengan trend bertahap setiap dekade (subtrend) dalam 30 tahun (1982-2011). Analisis ini dapat menunjukkan adanya arah trend yang tetap dan berubah selama periode analisis. Pemakaian variabel trend dalam model ini merupakan pengganti variabel dasar yang tidak dapat diamati secara langsung

(data tidak tersedia), namun variabel dasar mempunyai pengaruh kuat terhadap perkembangan jagung. Seperti pada variabel teknologi dalam teori produksi sebagai fungsi dari waktu yang diukur secara kronologis. Variabel dasar inilah diwakili oleh variabel trend yang dibagi menjadi tiga variabel subtrend dalam periode analisis.

Untuk menganalisis trend perkembangan luas panen, produksi dan produktivitas jagung di sentra produksi utama Indonesia digunakan analisis regresi berganda dengan metode OLS yang dibantu melalui *software* program Eviews-7. Variabel-variabel independen yang diduga dapat mempengaruhi perkembangan jagung tersebut meliputi tiga variabel subtrend serta dua variabel dummy yaitu variabel dummy subtrend-2 dan dummy subtrend-3.

A. Perkembangan Jagung di Provinsi Lampung

Hasil analisis uji asumsi klasik menunjukkan adanya masalah multikolinieritas, autokorelasi, dan heteroskedastisitas di dalam model trend produksi, luas panen, dan produktivitas jagung di Provinsi Lampung. Namun demikian, masalah tersebut telah dikoreksi dengan menggunakan *Metode Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent (HAC) Covariance Matrix (Bartlett Kernel, Newey-West)* yang selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran 3.1.1 sampai dengan Lampiran 3.1.3. Hasil estimasi dengan metode tersebut terhadap model trend luas panen, produksi dan produktivitas jagung disajikan dalam Tabel 6.1.

Tabel 6.1. Hasil Analisis Regresi Berganda Trend Luas Panen, Produksi dan Produktivitas Jagung di Lampung dalam Tiga Dekade

<i>Independent Variable</i>	<i>Symbol</i>	<i>Coefficient Subtrend Luas Panen</i>	<i>Coefficient Subtrend Produksi</i>	<i>Coefficient Subtrend Produktivitas</i>
Konstanta	C	0,2477 ^{***}	0,3537 ^{**}	1,4499 ^{***}
Subtrend-1	T1	0,0171 ^{***}	0,0446 ^{***}	0,0307 ^{***}
Subtrend-2	T2	0,0139 [*]	0,0723 ^{***}	0,0340 ^{***}
Subtrend-3	T3	0,0047 ^{ns}	0,1076 ^{***}	0,0675 ^{***}
Dummy Subtrend-2	DT2	0,6689 ^{***}	1,5489 ^{***}	0,6487 ^{***}
Dummy Subtrend-3	DT3	0,9392 ^{***}	3,0078 ^{***}	1,3430 ^{***}
<i>R-squared (R²)</i>		0,3086	0,4643	0,8927
<i>F-statistic</i>		7,5002 ^{***}	14,5616 ^{***}	139,7393 ^{***}
<i>Durbin-Watson stat (DW)</i>		2,8001	2,7354	2,1876
C = Intersep Subtrend-1 di Dekade-1 C + DT2 = Intersep Subtrend-2 di Dekade-2 C + DT3 = Intersep Subtrend-3 di Dekade-3		^{***}) = signifikan pada level 1% ^{**}) = signifikan pada level 5% [*]) = signifikan pada level 10% ns = tidak signifikan		

Sumber: Analisis Data Sekunder, 2013

Berdasarkan koefisien determinasi (R^2) pada Tabel 6.1 diketahui bahwa model trend produksi, luas panen maupun produktivitas jagung di Lampung menampilkan nilai R^2 yang sangat bervariasi. Secara berturut-turut nilai R^2 yang terendah hingga yang tertinggi adalah luas panen (0,3086), produksi (0,4643) kemudian produktivitas (0,8927). Ternyata model trend produktivitas memperoleh nilai R^2 yang tertinggi sebesar 0,8927. Ini berarti bahwa sebesar 89,27 persen variasi produktivitas jagung (ton/ha) dapat dijelaskan secara kronologis dengan periodisasi subround selama tiga dekade di dalam model. sisanya 10,73 persen dijelaskan oleh faktor-faktor lain di luar model. Dengan demikian, model trend produktivitas jagung di Lampung merupakan model yang terbaik.

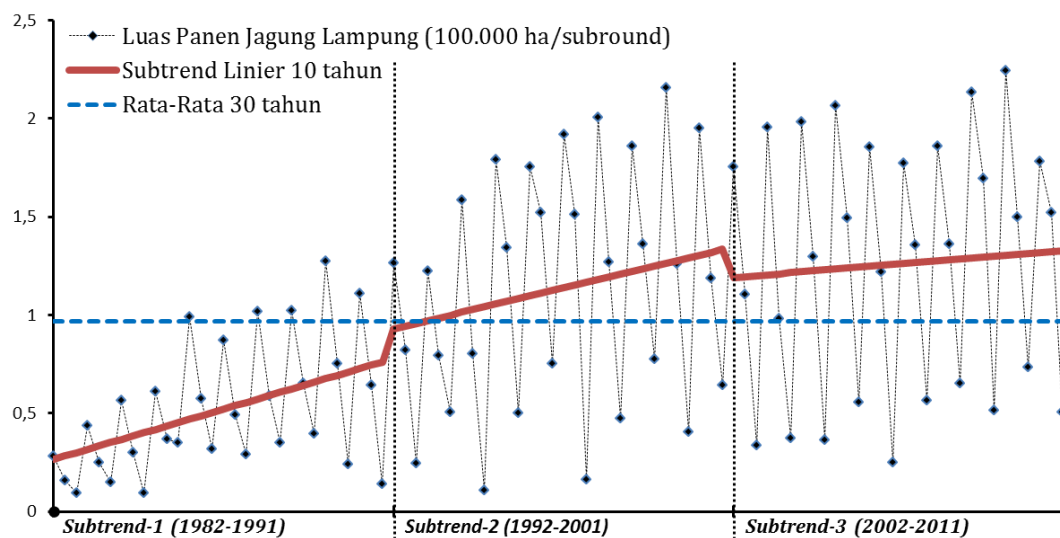
Dari hasil uji F dalam analisis ini diperoleh nilai F hitung yang signifikan pada tingkat kesalahan satu persen untuk model trend produksi, luas panen, dan produktivitas jagung di Lampung. Hal ini membuktikan bahwa secara signifikan keseluruhan variabel dependen (luas panen, produksi dan produktivitas jagung) mengikuti perkembangan waktu (periodisasi subround 30 tahun), kemudian secara kronologis diikuti dengan arah linier setiap jangka waktu 10 tahun (dekade) pada tiga tahap subtrend linier (variabel independen). Tingkat pengaruh faktor-faktor lain di luar model tersebut adalah sisa dari R^2 yaitu di luar model trend produksi (53,57%), luas panen (69,14%) dan produktivitas (69,14%). Untuk mengetahui hasil analisis uji t dari Tabel 6.1 secara rinci diuraikan seperti berikut.

1. Trend Luas Panen Jagung di Lampung

Dari tiga variabel subtrend luas panen jagung hanya pada dekade pertama dan kedua yang memiliki nilai koefisien yang positif dan signifikan. Variabel subtrend pertama mencapai nilai koefisien tertinggi (0,0171) yang signifikan pada tingkat kepercayaan 99 persen ($\alpha = 0,01$). Variabel subtrend kedua memiliki nilai koefisien lebih rendah (0,0139) hanya signifikan pada tingkat kepercayaan 90 persen ($\alpha = 0,1$). Koefisien subtrend tersebut memberi arti bahwa pada dekade pertama mengalami trend linier yang lebih meningkat dengan penambahan 1,71 ribu hektar setiap periode subround dalam dekade pertama (1982-1991).

Secara bertahap setiap dekade, perkembangan luas panen jagung di Lampung terus menurun subtrendnya, hingga pada dekade ketiga (2002-2011) subtrendnya tidak signifikan. Hal ini mengindikasikan bahwa luas panen jagung

di Lampung selama 30 tahun perkembangannya berkurang dan semakin terbatas luas panennya. Persoalan ini signifikan pada tingkat kesalahan satu persen ($\alpha = 0,01$), ketika ditinjau dari nilai konstanta (intersep) dan koefisien variabel dummy subtrend kedua dan ketiga yaitu 0,24770 ,0,6689 dan 0,9392. Koefisien kedua variabel dummy tersebut hanya memiliki selisih yang tipis yaitu 0,2703. Ini berarti bahwa dari awal dekade II sampai awal dekade III hanya bertambah 27,03 ribu hektar luas panen. Dari awal dekade I sampai awal dekade II luas panen meningkat pesat hingga 42,12 ribu hektar.

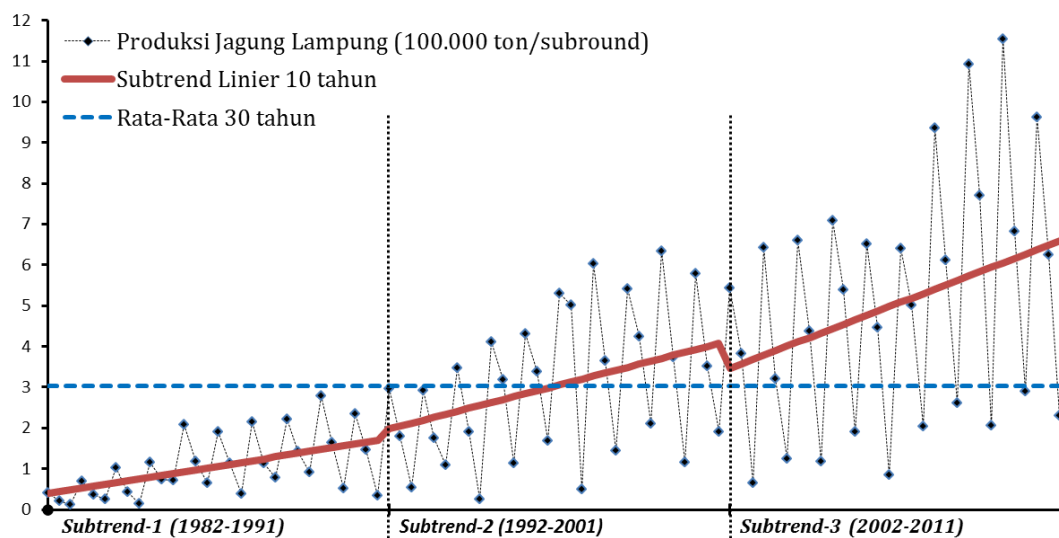


Gambar 6.1. Trend Luas Panen Jagung di Lampung Menurut Periode Subround dengan 3 Tahap Subtrend Linier

2. Trend Produksi Jagung di Lampung

Perkembangan jagung di Lampung yang spesifik dapat diketahui dari kondisi trend produksinya. Setiap jangka waktu sepuluh tahun subtrendnya membentuk linier, sedangkan dalam jangka panjang 30 tahun trendnya menjadi tidak linier (Gambar 6.2). Tiga variabel subtrend produksi jagung pada dekade

pertama, kedua dan ketiga, semuanya memiliki nilai koefisien yang positif dan signifikan pada tingkat kepercayaan 99 persen ($\alpha = 0,01$). Koefisien tersebut menunjukkan bahwa secara bertahap trend produksi jagung di Lampung berkembang secara positif dan meningkat secara linier setiap dekade. Berturut-turut nilai koefisien subtrend adalah 0,0446, 0,0723 dan 0,1076 (Tabel 6.1) yang menjelaskan bahwa trend produksi semakin meningkat tajam dan peningkatan tertinggi pada dekade ketiga (2002-2011). Ditinjau dari nilai koefisien tertinggi pada subtrend ketiga mengindikasikan bahwa produksi jagung akan bertambah sebesar 10,76 ribu ton setiap periode subround. Masing-masing koefisien subtrend tersebut berbeda nyata pada taraf kesalahan satu persen ($\alpha = 0,01$). Perbedaan koefisien tersebut menyatakan bahwa trend produksi jagung di Lampung selama tiga dekade mengalami peningkatan yang cenderung tidak linier.



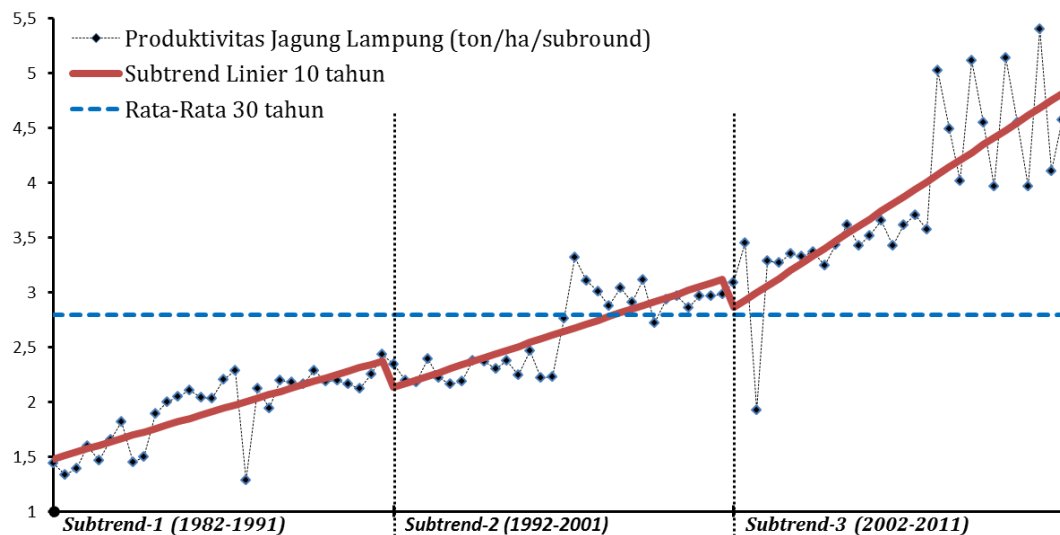
Gambar 6.2. Trend Produksi Jagung di Lampung Menurut Periode Subround dengan 3 Tahap Subtrend Linier

Perkembangan jagung dilihat dari trend luas panen, produksi dan produktivitas tiap dekade. Secara grafis trend produksi jagung di Lampung tergambar adanya kecenderungan yang meningkat secara signifikan setiap dekade (subtrend), namun arah peningkatannya berbeda secara signifikan setiap dekade dalam 30 tahun (Gambar 6.1). Ini ditunjukkan dengan nilai koefisien subtrend yang bernilai positif secara berturut-turut (0,0446, 0,0723, 0,1076). Kemudian nilai intersep dan koefisien subtrend berbeda secara signifikan pada tingkat kepercayaan 99 persen. Secara umum trend perkembangan produksi jagung di Lampung menunjukkan secara signifikan tidak linier dalam jangka panjang 30 tahun. Hal ini terlihat dari hasil uji F (Tabel 6.1) dengan tingkat kepercayaan 99 persen.

3. Trend Produktivitas Jagung di Lampung

Pada Tabel 6.1 ada tiga variabel subtrend produktivitas jagung yang memiliki nilai koefisien yang positif dan signifikan. Variabel subtrend ketiga mencapai nilai koefisien tertinggi (0,0675) dan signifikan pada tingkat kepercayaan 99 persen ($\alpha = 0,01$). Koefisien ini memberi arti bahwa pada dekade ketiga mengalami trend linier yang sangat meningkat dengan pertambahan 0,675 kuintal per hektar setiap periode subround dalam dekade ketiga (2002-2011). Variabel subtrend pertama memiliki nilai koefisien sangat rendah (0,0139) dan signifikan pada tingkat kesalahan satu persen ($\alpha = 0,1$). Secara bertahap setiap dekade dalam 30 tahun, mengindikasikan bahwa perkembangan produktivitas jagung di Lampung terus meningkat tidak linier, karena terjadi perbedaan antara

koefisien subtrend dan signifikan pada tingkat kesalahan satu persen ($\alpha = 0,01$). Jika ditinjau dari nilai konstanta dan koefisien variabel dummy yaitu 1,4499, 0,6486 dan 1,343 (Tabel 6.1), maka terjadi lonjakan dari awal dekade I ke awal dekade II dengan peningkatan produktivitas 0,6486 ton per hektar (koefisien DT1). Lonjakan dari awal dekade II ke awal dekade III lebih meningkat produktivitasnya 0,6944 ton per hektar (selisih koefisien DT1 dan DT2) yang signifikan pada tingkat kesalahan satu persen.



Gambar 6.3. Trend Produktivitas Jagung di Lampung Menurut Periode Subround dengan 3 Tahap Subtrend Linier

B. Perkembangan Jagung di Provinsi Jawa Tengah

Terdapat masalah multikolinieritas, autokorelasi, dan heteroskedastisitas menurut hasil analisis uji asumsi klasik di dalam model trend luas panen, produksi dan produktivitas jagung di Provinsi Jawa Tengah. Walaupun ada masalah asumsi klasik tersebut, tetapi telah dikoreksi dengan menggunakan *Metode*

Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent (HAC) Covariance Matrix (Bartlett Kernel, Newey-West) yang selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran 3.2.1 sampai dengan Lampiran 3.2.3. Hasil estimasi dengan metode tersebut terhadap model trend luas panen, produksi dan produktivitas jagung disajikan dalam Tabel 6.2.

Tabel 6.2. Hasil Analisis Regresi Berganda Trend Luas Panen, Produksi dan Produktivitas Jagung di Jawa Tengah dalam Tiga Dekade

<i>Independent Variable</i>	<i>Symbol</i>	<i>Coefficient Subtrend Luas Panen</i>	<i>Coefficient Subtrend Produksi</i>	<i>Coefficient Subtrend Produktivitas</i>
Konstanta	C	1,7624 ^{***}	3,1239 ^{***}	1,7670 ^{***}
Subtrend-1	T1	0,0072 ^{ns}	0,0564 ^{ns}	0,0243 ^{***}
Subtrend-2	T2	-0,0161 ^{ns}	-0,0106 ^{ns}	0,0207 ^{**}
Subtrend-3	T3	0,0041 ^{ns}	0,1562 ^{***}	0,0765 ^{***}
Dummy Subtrend-2	DT2	0,4323 ^{ns}	2,2594 ^{***}	0,6398 ^{***}
Dummy Subtrend-3	DT3	0,0721 ^{ns}	2,1612 ^{***}	1,0913 ^{***}
<i>R-squared (R²)</i>		0,0177	0,3976	0,8570
<i>F-statistic</i>		0,3029 ^{ns}	11,0894 ^{***}	100,7017 ^{***}
<i>Durbin-Watson stat (DW)</i>		2,5895	2,5623	1,7408
C = Intersep Subtrend-1 di Dekade-1 C + DT2 = Intersep Subtrend-2 di Dekade-2 C + DT3 = Intersep Subtrend-3 di Dekade-3		^{***}) = signifikan pada level 1% ^{**}) = signifikan pada level 5% [*]) = signifikan pada level 10% ns = tidak signifikan		

Sumber: Analisis Data Sekunder, 2013

Hasil uji F dalam Tabel 6.2 diperoleh nilai F hitung yang signifikan pada tingkat kesalahan satu persen hanya pada model trend produksi dan produktivitas jagung di Lampung. Hal ini membuktikan bahwa secara signifikan pada taraf kesalahn satu persen keseluruhan variabel produksi dan produktivitas jagung (variabel dependen) mengikuti perkembangan waktu (periodisasi subround 30

tahun), kemudian diikuti dengan arah linier secara bertahap setiap jangka waktu sepuluh tahun (dekade) pada tiga subtrend linier (variabel independen).

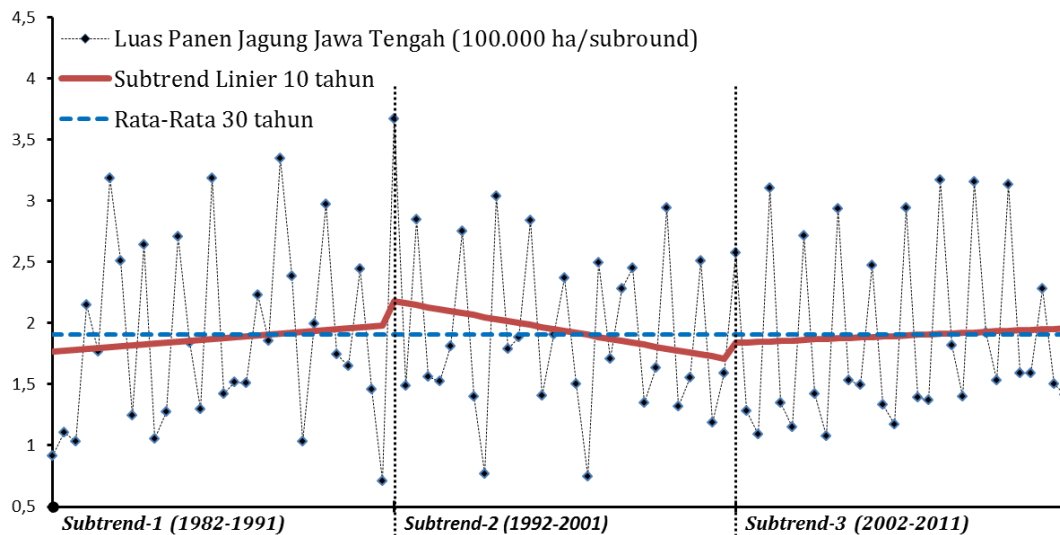
Berdasarkan koefisien determinasi (R^2) yang signifikan dari Tabel 6.2 diketahui bahwa model trend produktivitas jagung mencapai yang tertinggi (0,857), sedangkan yang terendah adalah produksinya (0,3976). Ini berarti bahwa ada 85,7 persen variasi produktivitas jagung (ton/ha) dapat dijelaskan secara kronologis dengan periodisasi subround selama tiga dekade di dalam model, sedangkan sisanya 14,3 persen dijelaskan oleh faktor-faktor lain di luar model. Model trend produktivitas jagung di Jawa Tengah menunjukkan model yang terbaik daripada model trend produksinya dan luas panennya.

Namun tidak demikian pada trend luas panen yang memiliki koefisien determinasi (R^2) sangat rendah (0,0177) dan tidak signifikan. Ini diindikasikan bahwa selama tiga dekade periode analisis luas panen jagung di Jawa Tengah tidak dapat berkembang dan relatif konstan. Persoalan tersebut dapat disebabkan adanya keterbatasan areal tanam jagung di lahan kering maupun di sawah akibat persaingan areal tanam tebu, tembakau, padi dan palawija. Untuk mengetahui hasil analisis uji t dari Tabel 6.2 secara rinci diuraikan seperti berikut.

1. Trend Luas Panen Jagung di Jawa Tengah

Dari Tabel 6.2 menunjukkan bahwa perkembangan luas panen jagung di Jawa Tengah mengalami kecenderungan yang tidak signifikan. Kecenderungan luas panen ini mengindikasikan secara grafis perkembangan yang lebih datar

(Gambar 6.4) dan kondisi luas lahan pertanaman jagung di Jawa Tengah sudah sangat terbatas.

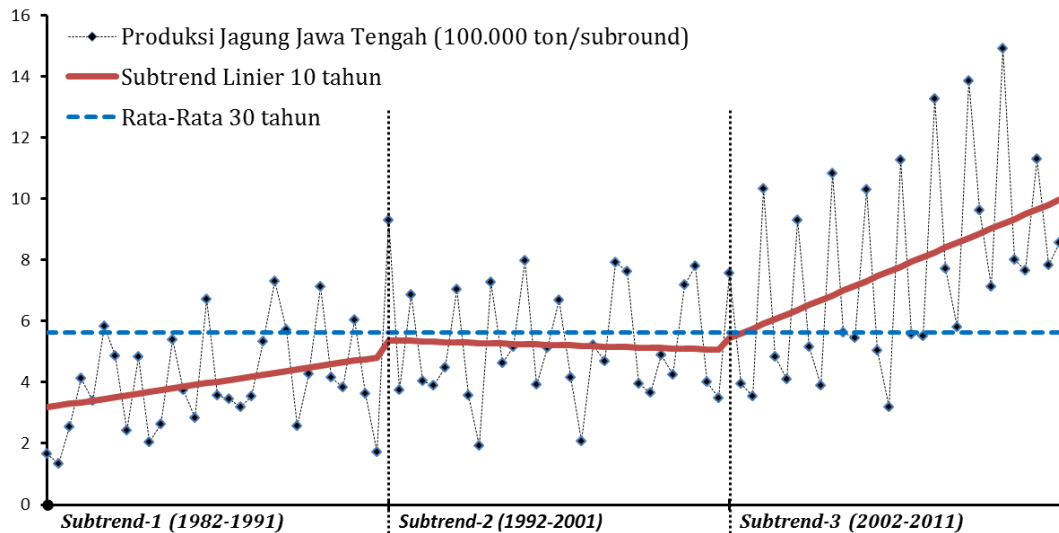


Gambar 6.4. Trend Luas Panen Jagung di Jawa Tengah Menurut Periode Subround dengan 3 Tahap Subtrend Linier

2. Trend Produksi Jagung di Jawa Tengah

Pada Tabel 6.2 perkembangan produksi jagung di Jawa Tengah yang mengalami trend linier yang meningkat hanya pada dekade III (2002-2011). Dekade ini merupakan subtrend ketiga yang mencapai pertambahan produksi jagung sebesar 15,62 ribu ton setiap periode subround (koefisien T3) dan signifikan pada tingkat kepercayaan 99 persen ($\alpha = 0,01$). Pada Gambar 6.5 perkembangan produksi jagung pada dekade I dan II mengalami kecenderungan yang tidak berarti (non signifikan). Jika ditinjau dari nilai konstanta dan koefisien dummy dalam Tabel 6.2, maka terjadi lonjakan dari awal dekade I ke awal dekade II dengan peningkatan produksi 225,94 ribu ton (koefisien DT2) dan signifikan pada tingkat kesalahan satu persen. Dari awal dekade II ke awal dekade III terjadi

penurunan produksi 9,82 ribu ton (selisih koefisien DT2 dan DT3) dan signifikan pada tingkat kesalahan satu persen.



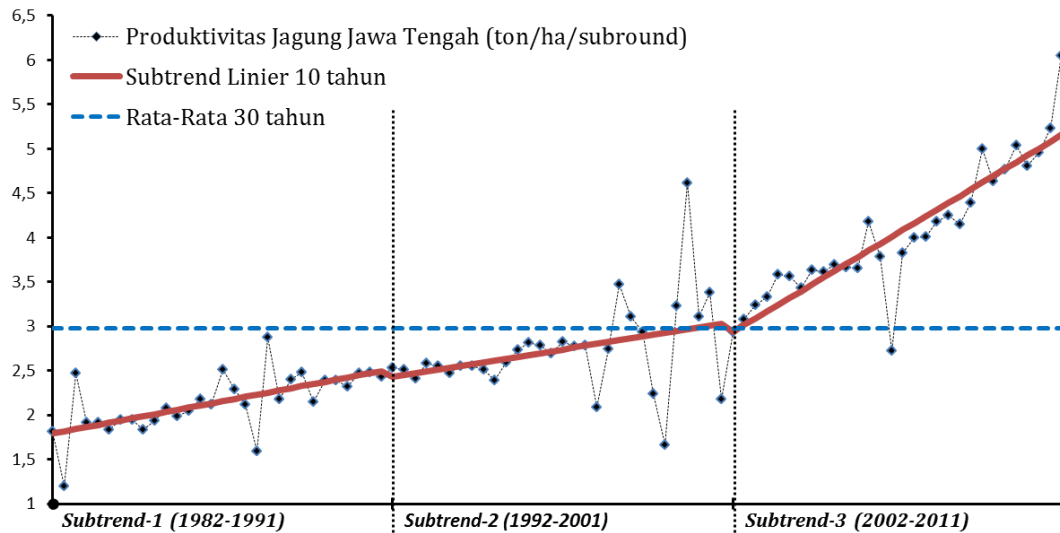
Gambar 6.5. Trend Produksi Jagung di Jawa Tengah Menurut Periode Subround dengan 3 Tahap Subtrend Linier

3. Trend Produktivitas Jagung di Jawa Tengah

Pada Tabel 6.2 ada tiga variabel subtrend produktivitas jagung memiliki nilai koefisien yang positif dan signifikan. Variabel subtrend ketiga mencapai nilai koefisien tertinggi (0,0765) dan signifikan pada tingkat kepercayaan 99 persen ($\alpha = 0,01$). Koefisien ini memberi arti bahwa pada dekade ketiga mengalami trend linier yang sangat meningkat dengan pertambahan produktivitas 0,765 kuintal per hektar setiap periode subround (koefisien T3) dalam dekade ketiga (2002-2011).

Pada dekade pertama (1982-1991) memiliki pertambahan produktivitas 0,243 kuintal per hektar setiap periode subround (koefisien T1) dan signifikan pada tingkat kesalahan satu persen ($\alpha = 0,1$). Kemudian dekade kedua (1992-

2001) mengalami penambahan produktivitas yang lebih rendah sebesar 0,2 kuintal per hektar setiap periode subround (koefisien T2) dan signifikan pada tingkat kesalahan lima persen ($\alpha = 0,5$).



Gambar 6.6. Trend Produktivitas Jagung di Jawa Tengah Menurut Periode Subround dengan 3 Tahap Subtrend Linier

Secara bertahap setiap dekade dalam 30 tahun, mengindikasikan bahwa perkembangan produktivitas jagung di Jawa Tengah terus meningkat tidak linier, karena terjadi perbedaan antara koefisien subtrend dan signifikan (T1, T2 dan T3). Jika ditinjau dari nilai konstanta dan koefisien variabel dummy (Tabel 6.2), maka terjadi lonjakan tertinggi dari awal dekade I ke awal dekade II meningkat 6,398 kuintal per hektar (koefisien DT2). Lonjakan produktivitas dari awal dekade II ke awal dekade III meningkat 4,515 kuintal per hektar.

C. Perkembangan Jagung di Provinsi Jawa Timur

Berdasarkan hasil analisis uji asumsi klasik untuk model trend luas panen, produksi dan produktivitas jagung di Provinsi Jawa Timur, ternyata terjadi multikolinieritas, autokorelasi, dan heteroskedastisitas, namun demikian keadaan tersebut telah dikoreksi dengan menggunakan *Metode Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent (HAC) Covariance Matrix (Bartlett Kernel, Newey-West)* yang selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran 3.3.1 sampai dengan Lampiran 3.3.3. Hasil estimasi dengan metode tersebut terhadap model trend luas panen, produksi dan produktivitas jagung disajikan dalam Tabel 6.3.

Tabel 6.3. Hasil Analisis Regresi Berganda Trend Luas Panen, Produksi dan Produktivitas Jagung di Jawa Timur dalam Tiga Dekade

<i>Independent Variable</i>	<i>Symbol</i>	<i>Coefficient Subtrend Luas Panen</i>	<i>Coefficient Subtrend Produksi</i>	<i>Coefficient Subtrend Produktivitas</i>
Konstanta	C	3,7940 ^{***}	6,3469 ^{***}	1,6809 ^{***}
Subtrend-1	T1	-0,0094 ^{ns}	0,0697 ^{ns}	0,0251 ^{***}
Subtrend-2	T2	-0,0192 ^{ns}	0,0693 ^{ns}	0,0318 ^{***}
Subtrend-3	T3	0,0015 ^{ns}	0,1689 ^{**}	0,0392 ^{***}
Dummy Subtrend-2	DT2	0,4288 ^{ns}	2,9938 ^{**}	0,5045 ^{***}
Dummy Subtrend-3	DT3	0,1175 ^{ns}	6,3756 ^{***}	1,7477 ^{***}
<i>R-squared (R²)</i>		0,0071	0,2857	0,8673
<i>F-statistic</i>		0,1204 ^{ns}	6,7201 ^{***}	109,8088 ^{***}
<i>Durbin-Watson stat (DW)</i>		2,9351	2,9430	2,2140
C = Intersep Subtrend-1 di Dekade-1 C + DT2 = Intersep Subtrend-2 di Dekade-2 C + DT3 = Intersep Subtrend-3 di Dekade-3		^{***}) = signifikan pada level 1% ^{**}) = signifikan pada level 5% [*]) = signifikan pada level 10% ns = tidak signifikan		

Sumber: Analisis Data Sekunder, 2013

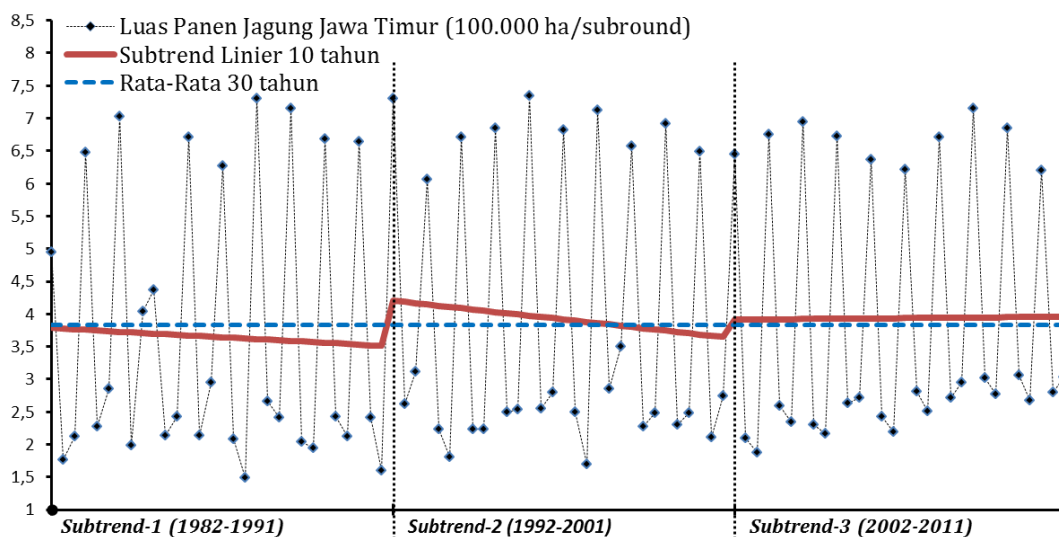
Hasil analisis regresi berganda (Tabel 6.3) diperoleh nilai F hitung yang signifikan pada tingkat kepercayaan 99 persen hanya pada model trend produksi dan produktivitas jagung di Jawa Timur. Hal ini menyatakan bahwa secara signifikan keseluruhan variabel produksi dan produktivitas jagung (variabel dependen) mengikuti arah periodisasi subround 30 tahun secara kronologis linier setiap jangka waktu sepuluh tahun (dekade) pada tiga tahap subtrend linier (variabel independen).

Dari kondisi signifikansi tersebut pada koefisien determinasi (R^2) dalam Tabel 6.3 diketahui bahwa model trend produktivitas jagung mencapai yang tertinggi (0,8673) dan berikutnya adalah trend produksi (0,2857). Ini berarti bahwa variasi produktivitas jagung (ton/ha) dapat dijelaskan secara kronologis sebesar 86,73 persen dengan periodisasi subround selama tiga dekade di dalam model, sedangkan sisanya 13,27 persen dijelaskan oleh faktor-faktor lain di luar model. Dengan demikian, bahwa model trend produktivitas jagung di Jawa Timur menunjukkan model yang terbaik daripada model trend produksinya dan luas panennya.

Namun tidak demikian pada trend luas panen yang memiliki koefisien determinasi (R^2) yang sangat rendah (0,0071) dan tidak signifikan. Ini diindikasikan bahwa selama tiga dekade periode analisis luas panen jagung di Jawa Timur tidak dapat berkembang dan relatif konstan. Persoalan tersebut dapat disebabkan adanya keterbatasan areal tanam jagung di lahan kering maupun di sawah akibat persaingan areal tanam tebu, tembakau, padi dan palawija. Untuk mengetahui hasil analisis uji t dari Tabel 6.3 secara rinci diuraikan seperti berikut.

1. Trend Luas Panen Jagung di Jawa Timur

Tabel 6.3 menunjukkan bahwa perkembangan luas panen jagung di Jawa Timur mengalami kecenderungan yang tidak signifikan. Kecenderungan luas panen ini mengindikasikan secara grafis perkembangan yang lebih datar (Gambar 6.7) dan kondisi luas lahan pertanaman jagung di Jawa Tengah sudah sangat terbatas.

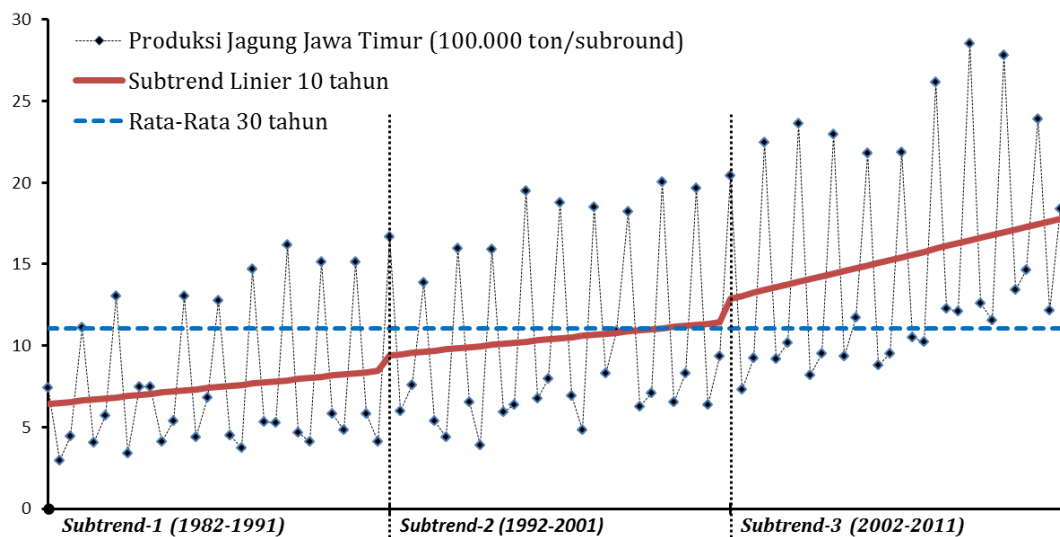


Gambar 6.7. Trend Luas Panen Jagung di Jawa Timur Menurut Periode Subround dengan 3 Tahap Subtrend Linier

2. Trend Produksi Jagung di Jawa Timur

Perkembangan produksi jagung di Jawa Timur yang mengalami trend linier dan meningkat hanya pada dekade III (Tabel 6.3). Dekade ini merupakan subtrend ketiga yang mencapai pertambahan produksi jagung sebesar 16,89 ribu ton setiap periode subround (koefisien T3) dan signifikan pada tingkat kepercayaan 95 persen. Pada Gambar 6.8 perkembangan produksi jagung pada

dekade I dan II mengalami kecenderungan yang tidak signifikan. Jika ditinjau dari nilai konstanta dan koefisien dummy dalam Tabel 6.3, maka terjadi lonjakan dari awal dekade I ke awal dekade II dengan peningkatan produksi 299,38 ribu ton (koefisien DT2) dan signifikan pada tingkat kesalahan lima persen. Demikian pula dari awal dekade II ke awal dekade III terjadi lonjakan yang lebih tinggi dengan peningkatan produksi 338,18 ribu ton (selisih koefisien DT2 dan DT3) dan signifikan pada tingkat kesalahan satu persen.

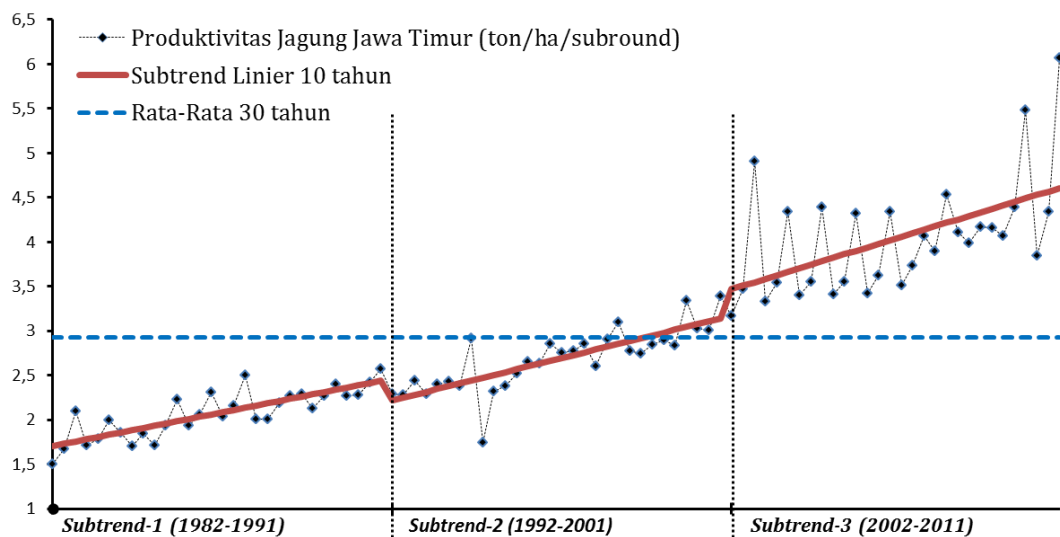


Gambar 6.8. Trend Produksi Jagung di Jawa Timur Menurut Periode Subround dengan 3 Tahap Subtrend Linier

3. Trend Produktivitas Jagung di Jawa Timur

Tabel 6.3 menampilkan adanya tiga variabel subtrend produktivitas jagung memiliki nilai koefisien yang positif dan signifikan. Variabel subtrend ketiga mencapai nilai koefisien tertinggi (0,0392) dan signifikan pada tingkat kepercayaan 99 persen. Koefisien ini memberi arti bahwa pada dekade ketiga mengalami trend linier yang sangat meningkat dengan pertambahan produktivitas

0,392 kuintal per hektar setiap periode subround (koefisien T3) selama dekade ketiga (2002-2011). Pada dekade pertama (1982-1991) memiliki pertambahan produktivitas yang terendah sebesar 0,251 kuintal per hektar setiap periode subround (koefisien T1) dan signifikan pada tingkat kesalahan satu persen. Kemudian dekade kedua (1992-2001) juga mengalami pertambahan produktivitas 0,318 kuintal per hektar setiap periode subround (koefisien T2) dan signifikan pada tingkat kesalahan satu persen.



Gambar 6.9. Trend Produktivitas Jagung di Jawa Timur Menurut Periode Subround dengan 3 Tahap Subtrend Linier

Jika ditinjau dari nilai konstanta dan koefisien variabel dummy (Tabel 6.3), maka terjadi lonjakan dari awal dekade I ke awal dekade II meningkat 5,045 kuintal per hektar (koefisien DT2) signifikan pada tingkat kesalahan satu persen. Kemudian lonjakan produktivitas yang tertinggi terjadi dari awal dekade II ke awal dekade III yang meningkat 12,432 kuintal per hektar (selisih koefisien DT2 dan DT3) dan signifikan pada tingkat kesalahan satu persen. Secara bertahap

setiap dekade dalam 30 tahun, mengindikasikan bahwa perkembangan produktivitas jagung di Jawa Tengah terus meningkat tetapi tidak linier, karena terjadi beda nyata antara koefisien subtrend dan signifikan di setiap koefisien subtrend (T1, T2 dan T3).

D. Perkembangan Jagung di Provinsi Sulawesi Selatan

Menurut hasil analisis uji asumsi klasik, bahwa dinyatakan ada masalah multikolinieritas, autokorelasi, dan heteroskedastisitas di dalam model trend luas panen, produksi dan produktivitas jagung di Provinsi Sulawesi Selatan. Namun demikian, masalah tersebut telah dikoreksi dengan menggunakan *Metode Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent (HAC) Covariance Matrix (Bartlett Kernel, Newey-West)* yang selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran 3.4.1 sampai dengan Lampiran 3.4.3. Hasil estimasi dengan metode tersebut terhadap model trend luas panen, produksi dan produktivitas jagung disajikan dalam Tabel 6.4.

Dalam Tabel 6.4 hasil uji F diperoleh nilai F hitung yang signifikan pada tingkat kepercayaan 99 persen hanya pada trend produksi dan trend produktivitas jagung di Sulawesi Selatan. Hal ini menyatakan bahwa secara signifikan keseluruhan variabel produksi dan produktivitas jagung mengikuti arah periodisasi subround 30 tahun, secara kronologis menjadi linier setiap jangka waktu sepuluh tahun (dekade) pada tiga tahap subtrend linier.

Berdasarkan signifikansi tersebut untuk koefisien determinasi (R^2) dalam Tabel 6.4 diketahui bahwa nilai R^2 trend produktivitas jagung mencapai yang

tertinggi (0,8645), sedangkan yang terendah adalah produksinya (0,2181). Ini menjelaskan bahwa produktivitas jagung (ton/ha) sebagai variabel dependen variasinya dapat dijelaskan sebesar 86,45 persen dari variasi waktu subround tiga dekade (variabel independen) di dalam model, sedangkan sisanya 13,55 persen dijelaskan oleh faktor-faktor lain di luar model. Dengan demikian, bahwa model trend produktivitas jagung di Sulawesi Selatan mengindikasikan suatu model yang terbaik daripada model trend produksinya dan luas panennya. Untuk mengetahui hasil analisis uji t dari Tabel 6.4 secara rinci diuraikan seperti berikut.

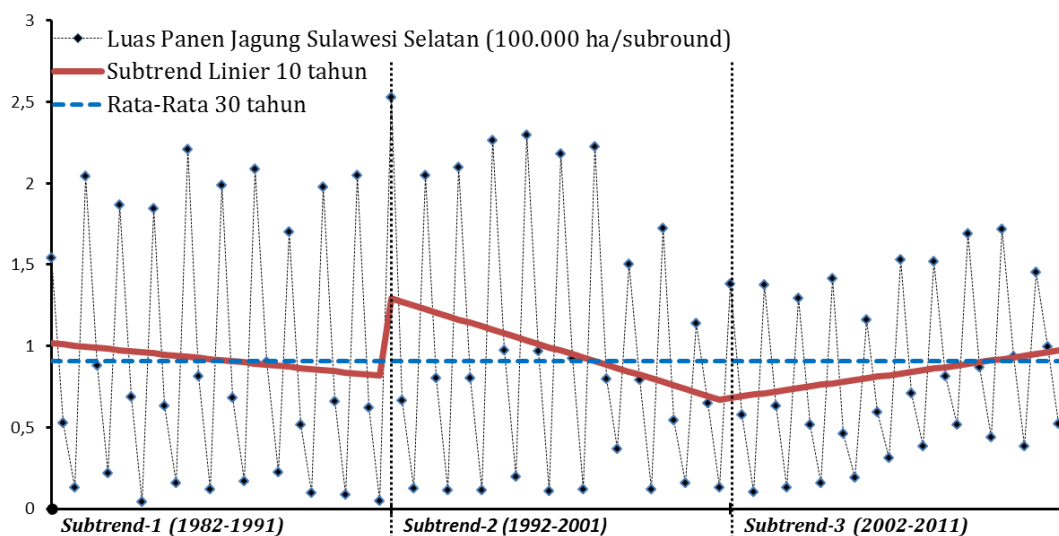
Tabel 6.4. Hasil Analisis Regresi Berganda Trend Luas Panen, Produksi dan Produktivitas Jagung di Sulawesi Selatan dalam Tiga Dekade

<i>Independent Variable</i>	<i>Symbol</i>	<i>Coefficient Subtrend Luas Panen</i>	<i>Coefficient Subtrend Produksi</i>	<i>Coefficient Subtrend Produktivitas</i>
Konstanta	C	1,0233 ^{***}	1,4481 ^{***}	1,4059 ^{***}
Subtrend-1	T1	-0,0069 ^{ns}	-0,0023 ^{ns}	0,0083 ^{ns}
Subtrend-2	T2	-0,0213 ^{**}	-0,0123 ^{ns}	0,0390 ^{***}
Subtrend-3	T3	0,0100 [*]	0,0953 ^{***}	0,0743 ^{***}
Dummy Subtrend-2	DT2	0,2888 ^{ns}	1,0277 ^{**}	0,2986 ^{ns}
Dummy Subtrend-3	DT3	-0,3525 [*]	0,3124 ^{ns}	1,2993 ^{***}
<i>R-squared (R²)</i>		0,0384	0,2181	0,8645
<i>F-statistic</i>		0,6714 ^{ns}	4,6850 ^{***}	107,1759 ^{***}
<i>Durbin-Watson stat (DW)</i>		2,9015	2,8052	1,7614
C = Intersep Subtrend-1 di Dekade-1 C + DT2 = Intersep Subtrend-2 di Dekade-2 C + DT3 = Intersep Subtrend-3 di Dekade-3		^{***}) = signifikan pada level 1% ^{**}) = signifikan pada level 5% [*]) = signifikan pada level 10% ns = tidak signifikan		

Sumber: Analisis Data Sekunder, 2013

1. Trend Luas Panen Jagung di Sulawesi Selatan

Tabel 6.4 menampilkan adanya perkembangan luas panen jagung di Sulawesi Selatan yang cenderung tidak signifikan. Kecenderungan luas panen ini mengindikasikan secara grafis perkembangan yang lebih datar (Gambar 6.10) dan kondisi luas lahan pertanaman jagung di Sulawesi Selatan sudah sangat terbatas.

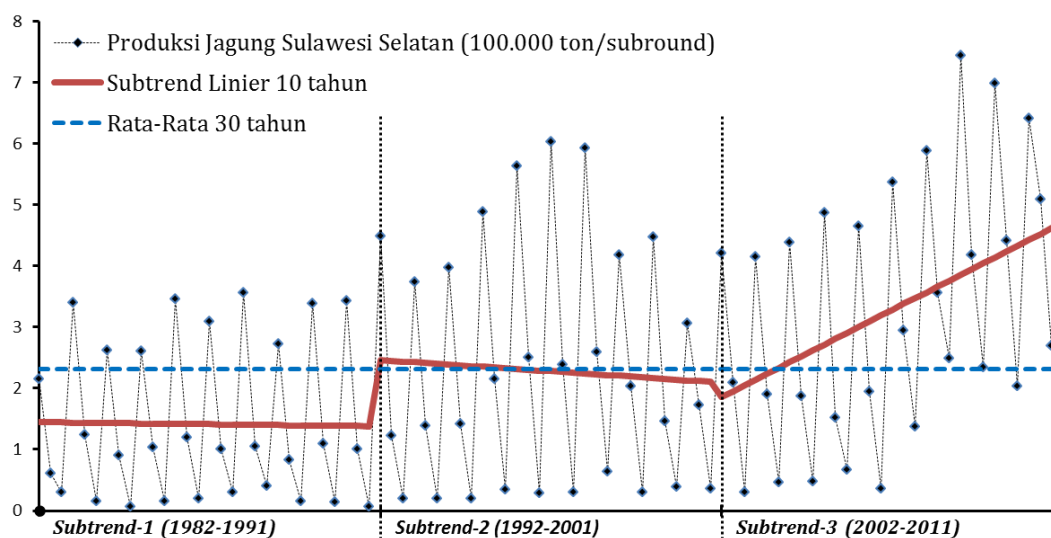


Gambar 6.10. Trend Luas Panen Jagung di Sulawesi Selatan Menurut Periode Subround dengan 3 Tahap Subtrend Linier

2. Trend Produksi Jagung di Sulawesi Selatan

Perkembangan produksi jagung di Sulawesi Selatan yang mengalami kecenderungan linier dan meningkat hanya pada dekade III (Tabel 6.4). Dekade ini merupakan subtrend ketiga yang mencapai pertambahan produksi jagung sebesar 9,53 ribu ton setiap periode subround (koefisien T3) dan signifikan pada tingkat kepercayaan 99 persen. Pada Gambar 6.11 perkembangan produksi jagung pada dekade I dan II mengalami cenderung yang menurun tetapi tidak signifikan

(Tabel 6.4). Jika ditinjau dari nilai konstanta dan koefisien dummy dalam Tabel 6.4, maka terjadi lonjakan dari awal dekade I ke awal dekade II dengan peningkatan produksi 102,77 ribu ton (koefisien DT2) dan signifikan pada tingkat kesalahan lima persen. Namun, dari awal dekade II ke awal dekade III tidak terjadi lonjakan (koefisien DT3) dan tidak signifikan.

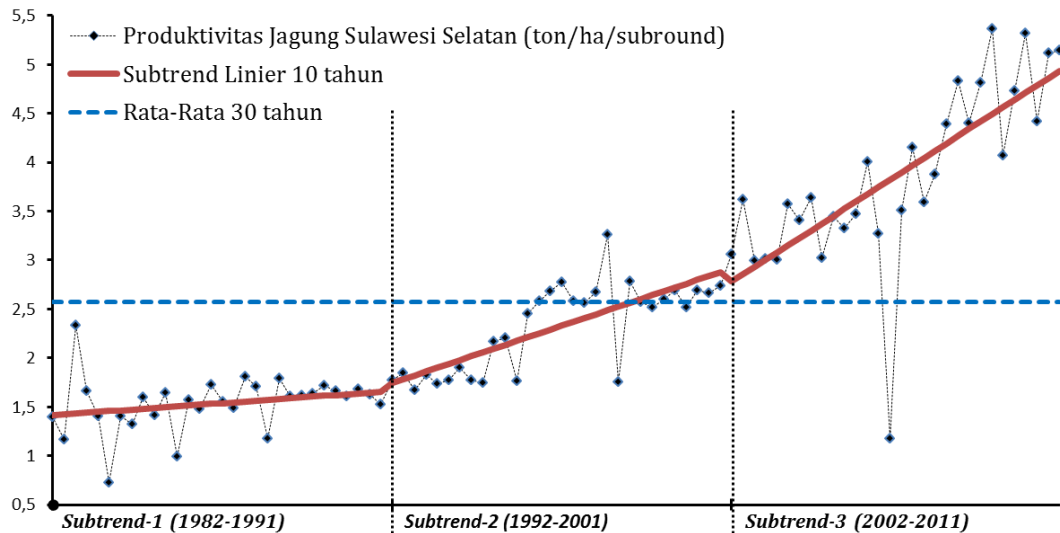


Gambar 6.11. Trend Produksi Jagung di Sulawesi Selatan Menurut Periode Subround dengan 3 Tahap Subtrend Linier

3. Trend Produktivitas Jagung di Sulawesi Selatan

Pada Tabel 6.4 hanya menampilkan dua variabel subtrend produktivitas jagung yang bernilai koefisien positif dan signifikan yaitu pada dekade II dan III. Variabel subtrend ketiga mencapai nilai koefisien tertinggi (0,0743) dan signifikan pada tingkat kepercayaan 99 persen. Koefisien ini memberi arti bahwa pada dekade ketiga mengalami trend linier yang sangat meningkat dengan pertambahan produktivitas 0,743 kuintal per hektar setiap periode subround

(koefisien T3) selama dekade ketiga. Namun, pada dekade pertama memiliki kecenderungan produktivitas yang tidak signifikan (koefisien T1).



Gambar 6.12. Trend Produktivitas Jagung di Sulawesi Selatan Menurut Periode Subround dengan 3 Tahap Subtrend Linier

Dekade kedua juga mengalami penambahan produktivitas 0,39 kuintal per hektar setiap periode subround (koefisien T2) dan signifikan pada tingkat kesalahan satu persen. Jika ditinjau dari koefisien variabel dummy (Tabel 6.4), maka terjadi lonjakan hanya awal dekade II ke awal dekade III yang meningkat 1,0007 kuintal per hektar (selisih koefisien DT2 dan DT3) dan signifikan pada tingkat kesalahan satu persen. Tetapi lonjakan produktivitas awal dekade I ke awal dekade II tidak signifikan (koefisien DT2). Pada dekade II dan III diindikasikan bahwa trend produktivitas jagung di Sulawesi Selatan terus meningkat tetapi tidak linier, karena terjadi beda nyata antara koefisien subtrend II dan III yang signifikan (T2 dan T3).

VII. RESPONS PENAWARAN JAGUNG DI SENTRA PRODUKSI UTAMA INDONESIA

Respons penawaran jagung diidentifikasi melalui respons luas panen dan respons produktivitas dari komoditas jagung yang masing-masing merupakan variabel dependen. Variabel-variabel independen untuk respons luas panen jagung meliputi lag luas panen jagung, lag harga jagung, lag harga jagung naik, lag harga beras, lag harga kedelai, lag harga ubikayu, lag upah buruh tani, lag harga jagung impor, lag harga pakan, dummy *El Niño*, dan dummy *La Niña*. Untuk respons produktivitas jagung variabel-variabel independennya meliputi lag produktivitas jagung, lag harga jagung, lag harga jagung turun, lag harga benih jagung, lag harga pupuk urea, lag harga pupuk TSP, lag dummy Gema Palagung, lag dummy Bantuan Langsung Pupuk dan Benih, luas lahan irigasi, dan curah hujan. Keseluruhan variabel-variabel independen tersebut merupakan variabel bedakala (*lag*) yang masing-masing dimulai dari lag-1 sampai lag-6, kecuali variabel *El Niño*, *La Niña*, luas lahan irigasi, dan curah hujan.

Data yang digunakan dalam analisis ini merupakan data *subround* yang memiliki tiga periode setiap tahun (*subround* I Januari-April, *subround* II Mei-Agustus, *subround* III September-Desember). Untuk menganalisis data tersebut sesuai dengan tujuan penelitian maka digunakan analisis regresi linier berganda dengan metode OLS yang dibantu dengan *software* aplikasi Eviews. Analisis ini dirinci menurut daerah sentra produksi jagung yaitu Lampung, Jawa Tengah, Jawa Timur, dan Sulawesi Selatan, serta gabungan dari keempat provinsi tersebut untuk menggambarkan respons penawaran jagung di Indonesia.

A. Respons Luas Panen Jagung

1. Respons Luas Panen Jagung di Provinsi Lampung

Berdasarkan hasil analisis uji asumsi klasik untuk model respons luas panen jagung di Provinsi Lampung ini ternyata terjadi multikolinieritas, autokorelasi, dan heteroskedastisitas, namun demikian keadaan tersebut telah dikoreksi dengan menggunakan *Metode Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent (HAC) Covariance Matrix (Bartlett Kernel, Newey-West)* yang selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran 4.1.1 sampai dengan Lampiran 4.1.6. Hasil estimasi dengan metode tersebut terhadap model respons luas panen jagung yang dimulai dari lag-1 sampai dengan lag-6 ditampilkan pada Tabel 7.1.

Dari Tabel 7.1 dapat diketahui bahwa koefisien determinasi (R^2) dari mulai lag-1 sampai dengan lag-6 menunjukkan nilai yang relatif jauh berbeda, nilai R^2 tertinggi terjadi pada lag-3 yakni sebesar 0,7609 dan selanjutnya disusul lag-6 sebesar 0,7412, sedangkan koefisien determinasi yang terendah terjadi pada lag-2 yaitu 0,2951. Hal ini bermakna bahwa ternyata 76,09 persen (lag-3) atau 29,51 persen (lag-2) variasi variabel dependen (respons luas panen jagung) dapat dijelaskan oleh variasi variabel independen dalam model, sedangkan sisanya 23,91 persen (lag-3) atau 70,49 persen (lag-2) dijelaskan oleh faktor-faktor lain di luar model. Keadaan ini mengindikasikan bahwa petani masih lambat dalam merespons luas panen jagung karena luas panen merupakan faktor yang cukup sulit untuk diupayakan.

Tabel 7.1. Hasil Estimasi Model Respons Luas Panen Jagung di Provinsi Lampung dengan Metode OLS

<i>Independent Variable</i>	<i>Symbol</i>	<i>Expected Sign</i>	<i>Coefficient Lag-1</i>	<i>Coefficient Lag-2</i>	<i>Coefficient Lag-3</i>	<i>Coefficient Lag-4</i>	<i>Coefficient Lag-5</i>	<i>Coefficient Lag-6</i>
Konstanta	C	+/-	-8,7884 ^{***}	0,6021 ^{ns}	-2,1669 ^{ns}	-10,8893 ^{***}	-0,7396 ^{ns}	1,7198 ^{ns}
Luas Panen Jagung	A_lag	+	-0,2854 ^{***}	-0,2087 ^{**}	0,7628 ^{***}	-0,4152 ^{***}	-0,2361 ^{***}	0,7672 ^{***}
Harga Jagung	HJG_lag	+	0,4597 ^{***}	0,4178 ^{***}	0,0713 ^{ns}	0,4306 ^{***}	0,5485 ^{***}	-0,0563 ^{ns}
Harga Jagung Naik	HJN_lag	+	0,7809 ^{***}	0,1147 ^{ns}	0,0522 ^{ns}	0,2020 ^{ns}	0,2589 [*]	-0,0384 ^{ns}
Harga Beras	HBR_lag	-	1,4289 ^{***}	0,4789 ^{ns}	0,2214 ^{ns}	1,8924 ^{***}	0,6562 [*]	0,0944 ^{ns}
Harga Kedelai	HKD_lag	-	0,6234 ^{ns}	0,3136 ^{ns}	-0,1480 ^{ns}	0,7089 ^{**}	0,0959 ^{ns}	-0,6875 ^{***}
Harga Ubi Kayu	HUK_lag	-	0,3817 ^{ns}	0,5016 ^{ns}	-0,1226 ^{ns}	0,2248 ^{ns}	0,5273 ^{ns}	-0,2391 ^{ns}
Upah Buruh Tani	UBT_lag	-	-0,4587 ^{ns}	-0,0434 ^{ns}	-0,3620 ^{ns}	-0,4196 ^{ns}	-0,4079 ^{ns}	-0,1552 ^{ns}
Harga Jagung Impor	HJI_lag	+	-0,0103 ^{ns}	-0,1176 ^{**}	0,0317 ^{ns}	0,0068 ^{ns}	-0,1997 ^{***}	0,0374 ^{ns}
Harga Pakan	HPK_lag	+	-0,3642 ^{ns}	-0,6931 ^{**}	0,9056 ^{***}	0,1150 ^{ns}	-0,1065 ^{ns}	0,9387 ^{***}
Dummy <i>El Niño</i>	DEL	-	0,1047 ^{ns}	0,0768 ^{ns}	-0,1350 ^{ns}	0,3690 ^{**}	0,0658 ^{ns}	-0,0483 ^{ns}
Dummy <i>La Niña</i>	DLA	-	0,1195 ^{ns}	0,1688 ^{ns}	0,0560 ^{ns}	0,0860 ^{ns}	0,1642 ^{ns}	0,0683 ^{ns}
<i>R-squared (R²)</i>			0,3764	0,2951	0,7609	0,4106	0,3220	0,7412
<i>Adjusted R-squared (R²)</i>			0,2873	0,1931	0,7258	0,3230	0,2199	0,7016
<i>Akaike Info Criterion (AIC)</i>			2,2229	2,3181	1,1705	2,0810	2,2105	1,2060
<i>Schwarz criterion</i>			2,5585	2,6559	1,5107	2,4235	2,5554	1,5533
<i>F-statistic</i>			4,2256 ^{***}	2,8922 ^{***}	21,6985 ^{***}	4,6868 ^{***}	3,1522 ^{***}	18,7434 ^{***}
<i>Durbin-Watson stat (DW)</i>			2,0490	2,2693	1,9764	2,5245	2,4595	1,9610
***) = signifikan pada level 1% **) = signifikan pada level 5% *) = signifikan pada level 10% ns = tidak signifikan								

Sumber: Analisis Data Sekunder, 2013

Dari hasil analisis ini diperoleh nilai F hitung yang signifikan pada tingkat kesalahan satu persen mulai dari lag-1 sampai lag-6. Hal ini membuktikan bahwa keseluruhan variabel independen (luas panen jagung, harga jagung, harga jagung naik, harga beras, harga kedelai, harga ubikayu, upah buruh tani, harga jagung impor, harga pakan, dummy *El Niño*, dan dummy *La Niña*) secara bersama-sama dapat mempengaruhi variabel dependen (respons luas panen jagung) mulai dari lag-1 sampai lag-6, dengan tingkat pengaruh masing-masing sebesar 37,64 persen, 29,51 persen, 76,09 persen, 41,06 persen, 32,2 persen, dan 74,12 persen, sedangkan masing-masing selisihnya yakni 62,36 persen, 70,49 persen, 23,91 persen, 58,94 persen, 67,8 persen, dan 25,88 persen disebabkan oleh pengaruh faktor-faktor lain di luar model tersebut. Selanjutnya untuk mengkaji hasil analisis uji *t* dari Tabel 7.1 secara rinci diuraikan dalam sub-sub berikut ini.

1. Lag Luas Panen Jagung

Luas panen jagung merupakan luas tanam jagung yang diusahakan sepenuhnya oleh petani. Variabel luas panen jagung periode sebelumnya (lag-3 dan lag-6) memiliki nilai koefisien yang positif (sesuai dengan tanda harapan) dan berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung pada tingkat kepercayaan 99 persen ($\alpha = 0,01$) dengan nilai koefisien sebesar 0,7628 dan 0,7672. Artinya apabila luas panen jagung meningkat satu persen pada lag-3 ataupun lag-6 maka luas panen jagung periode sekarang akan naik sebesar 0,7628 persen atau 0,7672 persen (*ceteris paribus*). Sebaliknya di sisi lain, pengaruh luas panen jagung periode sebelumnya (lag-1, lag-2, lag-4, lag-5) tidak sesuai dengan harapan petani

karena bernilai negatif dan berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung saat ini meskipun pengaruhnya relatif lebih kecil.

Kenyataan ini menunjukkan bahwa penambahan luas panen jagung pada periode sebelumnya lebih cepat direspons secara negatif oleh variabel luas panen jagung periode sekarang. Namun demikian, secara lebih lambat peningkatan luas panen jagung akan direspons positif oleh petani. Hal ini tentunya berkaitan dengan tidak mudahnya melakukan ekstensifikasi lahan pertanian.

2. Lag Harga Jagung

Harga jagung merupakan harga riil jagung pipilan kering di tingkat petani. Harga jagung memiliki nilai koefisien yang positif dan berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung pada taraf kepercayaan 99 persen ($\alpha = 0,01$) pada lag-1 (0,4597), lag-2 (0,4178), lag-4 (0,4306), dan lag-5 (0,5485). Hal ini menunjukkan bahwa harga jagung direspons secara lebih cepat dan positif oleh petani dengan penambahan luas panen jagung. Artinya apabila harga jagung pada lag-1, lag-2, lag-4, dan lag-5 masing-masing naik sebesar satu persen maka akan meningkatkan luas panen jagung masing-masing sebesar 0,4597 persen, 0,4178 persen, 0,4306 persen, dan 0,5485 persen. Dengan demikian, harga jagung merupakan faktor yang penting dan dinamis dalam mempengaruhi peningkatan luas panen jagung.

3. Lag Harga Jagung Naik

Harga jagung naik adalah harga riil jagung yang naik dari harga maksimum periode sebelumnya di tingkat petani. Harga jagung naik memiliki

nilai koefisien yang positif dan berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung pada taraf kepercayaan 99 persen dan 90 persen pada lag-1 (0,7809) dan lag-5 (0,2589). Artinya apabila harga jagung naik pada lag-1 dan lag-5 masing-masing naik sebesar satu persen maka akan meningkatkan luas panen jagung masing-masing sebesar 0,7809 persen dan 0,2589 persen. Hal ini mengindikasikan bahwa harga jagung naik awalnya direspons cepat dan positif oleh petani dengan penambahan luas panen jagung, namun kemudian respons tersebut semakin melambat. Oleh karena itu, harga jagung naik merupakan faktor yang cukup penting dalam mempengaruhi peningkatan luas panen jagung.

4. Lag Harga Beras

Harga beras yang dimaksud dalam kajian ini adalah harga riil beras di tingkat petani. Harga beras diperkirakan berpengaruh negatif terhadap variabel luas panen jagung, tetapi sebaliknya harga beras memiliki koefisien yang positif dan berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung pada taraf kepercayaan 99 persen pada lag-1 (1,4289) dan lag-4 (1,8924), serta pada tingkat kepercayaan 90 persen pada lag-5 (0,6562). Artinya apabila harga beras pada lag-1, lag-4, dan lag-5 masing-masing naik sebesar satu persen maka akan meningkatkan luas panen jagung masing-masing sebesar 1,4289 persen, 1,8924 persen, dan 0,6562 persen. Hal ini menunjukkan bahwa petani cukup responsif terhadap harga beras sehingga berpengaruh positif terhadap peningkatan luas panen jagung. Dengan demikian, harga beras cukup berperan penting dalam mempengaruhi peningkatan luas panen jagung.

5. Lag Harga Kedelai

Harga kedelai merupakan harga riil kedelai panen di tingkat petani. Harga kedelai memiliki nilai koefisien yang positif maupun negatif dan berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung pada taraf kepercayaan 95 persen dan 99 persen pada lag-4 (0,7089) dan lag-6 (-0,6875). Artinya apabila harga kedelai pada lag-4 naik sebesar satu persen maka akan meningkatkan luas panen jagung sebesar 0,7089 persen, sedangkan apabila harga kedelai naik satu persen pada lag-6 maka luas panen jagung akan menurun sebesar 0,6875 persen. Hal ini mengindikasikan bahwa harga kedelai lambat direspons oleh petani.

6. Lag Harga Ubikayu

Dalam kajian ini, harga ubi kayu merupakan harga riil ubi kayu panen di tingkat petani. Harga ubikayu memiliki nilai koefisien yang positif maupun negatif, tetapi tidak berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung.

7. Lag Upah Buruh Tani

Upah buruh tani merupakan upah riil buruh di tingkat petani yang diperoleh dari pembagian upah nominalnya dengan IHK. Upah buruh tani memiliki nilai koefisien yang negatif (sesuai dengan tanda harapan), tetapi tidak berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung.

8. Lag Harga Jagung Impor

Harga jagung impor memiliki nilai koefisien yang positif maupun negatif, tetapi variabel harga jagung impor yang berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung memiliki koefisien yang negatif, sehingga tidak sejalan dengan tanda

harapan. Apabila harga jagung impor naik sebesar satu persen pada lag-2 ataupun lag-5 maka akan mempengaruhi tingkat penurunan luas panen jagung sebesar 0,1176 persen atau 0,1997 persen. Hal ini mengindikasikan bahwa harga jagung impor agak lambat direspons oleh petani.

9. Lag Harga Pakan

Harga pakan merupakan harga riil pakan ternak di tingkat peternak. Harga pakan memiliki nilai koefisien yang negatif maupun positif yang berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung pada taraf kepercayaan 95 persen dan 99 persen yakni pada lag-2 (-0,6931), lag-3 (0,9056), dan lag-6 (0,9387). Artinya apabila harga pakan pada lag-2 naik sebesar satu persen maka luas panen jagung akan menurun sebesar 0,6931 persen, sedangkan apabila harga kedelai naik satu persen pada lag-3 dan lag-6 akan meningkatkan luas panen jagung masing-masing sebesar 0,9056 persen dan 0,9387 persen. Hal ini mengindikasikan bahwa harga pakan lebih lambat direspons secara positif oleh petani.

10. El Niño

Iklm *El Niño* merupakan variabel dummy yang merupakan waktu-waktu terjadinya perubahan iklim global yang berakibat terjadinya musim kemarau panjang dengan tingkat curah hujan sangat rendah dan suhu lebih tinggi dari rata-rata normal pada wilayah penelitian ini. Iklm *El Niño* memiliki nilai koefisien yang negatif maupun positif, namun yang berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung pada taraf kepercayaan 95 persen terjadi pada lag-4 dengan koefisien positif sebesar 0,369. Artinya apabila terjadi *El Niño* di Lampung pada lag-4,

maka terjadi atau tidak gagal panen jagung akan direspons secara positif oleh petani untuk peningkatan luas panen jagung sebesar 0,369 persen.

11. La Niña

Iklm *La Niña* merupakan variabel dummy yang merupakan waktu-waktu terjadinya perubahan iklim global yang berakibat terjadinya musim hujan dengan tingkat curah hujan sangat tinggi dari rata-rata normal pada wilayah penelitian ini. Iklim *La Niña* secara teoritis memiliki tanda harapan yang negatif terhadap luas panen jagung, namun sebaliknya nilai koefisien yang diperoleh adalah positif, meskipun tidak berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung.

2. Respons Luas Panen Jagung di Provinsi Jawa Tengah

Menurut hasil analisis uji asumsi klasik untuk model respons luas panen jagung di Provinsi Jawa Tengah ini ternyata terjadi multikolinieritas, autokorelasi, dan heteroskedastisitas, tetapi keadaan tersebut telah dikoreksi dengan menggunakan *Metode Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent (HAC) Covariance Matrix (Bartlett Kernel, Newey-West)* yang selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran 4.2.1 sampai dengan Lampiran 4.2.6. Hasil estimasi dengan metode tersebut terhadap model respons luas panen jagung yang dimulai dari lag-1 sampai dengan lag-6 ditampilkan pada Tabel 7.2.

Tabel 7.2. Hasil Estimasi Model Respons Luas Panen Jagung di Provinsi Jawa Tengah dengan Metode OLS

<i>Independent Variable</i>	<i>Symbol</i>	<i>Expected Sign</i>	<i>Coefficient Lag-1</i>	<i>Coefficient Lag-2</i>	<i>Coefficient Lag-3</i>	<i>Coefficient Lag-4</i>	<i>Coefficient Lag-5</i>	<i>Coefficient Lag-6</i>
Konstanta	C	+/-	9,0811 ***	2,9207 ^{ns}	-1,2706 ^{ns}	8,1650 ***	4,5131 **	-1,1078 ^{ns}
Luas Panen Jagung	A_lag	+	-0,2414 ***	-0,3249 ***	0,3403 ***	-0,2144 **	-0,2990 ***	0,4079 ***
Harga Jagung	HJG_lag	+	0,1075 *	0,0204 ^{ns}	-0,0124 ^{ns}	0,0663 ^{ns}	-0,0109 ^{ns}	-0,0769 ^{ns}
Harga Jagung Naik	HJN_lag	+	0,2303 ^{ns}	-0,1454 ^{ns}	0,1274 ^{ns}	0,1040 ^{ns}	0,0004 ^{ns}	0,0066 ^{ns}
Harga Beras	HBR_lag	-	0,6059 **	-0,8307 ***	-0,3760 ^{ns}	0,7731 ***	-0,5452 *	-0,4006 ^{ns}
Harga Kedelai	HKD_lag	-	-0,3231 ^{ns}	0,9121 ***	0,4335 ^{ns}	-0,3769 ^{ns}	0,4270 ^{ns}	0,4512 ^{ns}
Harga Ubi Kayu	HUK_lag	-	-0,3588 ^{ns}	0,2291 ^{ns}	0,4871 *	-0,2888 ^{ns}	0,1163 ^{ns}	0,4032 ^{ns}
Upah Buruh Tani	UBT_lag	-	-0,5639 *	0,3991 ^{ns}	-0,0243 ^{ns}	-0,5408 **	0,1373 ^{ns}	0,3628 ^{ns}
Harga Jagung Impor	HJI_lag	+	-0,0629 **	-0,0114 ^{ns}	0,0401 *	-0,0490 *	0,0376 ^{ns}	0,0264 ^{ns}
Harga Pakan	HPK_lag	+	-0,1096 ^{ns}	0,1131 ^{ns}	0,3701 *	-0,0079 ^{ns}	0,2537 *	0,0800 ^{ns}
Dummy <i>El Niño</i>	DEL	-	-0,1378 *	-0,2262 ***	-0,1349 **	-0,0950 ^{ns}	-0,1357 *	-0,1323 *
Dummy <i>La Niña</i>	DLA	-	0,0256 ^{ns}	0,0794 ^{ns}	0,0394 ^{ns}	0,0182 ^{ns}	0,0440 ^{ns}	-0,0382 ^{ns}
<i>R-squared (R²)</i>			0,2292	0,2043	0,2868	0,1501	0,1767	0,3059
<i>Adjusted R-squared (R²)</i>			0,1190	0,0891	0,1822	0,0237	0,0526	0,1999
<i>Akaike Info Criterion (AIC)</i>			0,8883	0,9158	0,7949	0,9826	0,9658	0,7827
<i>Schwarz criterion</i>			1,2238	1,2536	1,1351	1,3251	1,3106	1,1299
<i>F-statistic</i>			2,0809 **	1,7734 *	2,7421 ***	1,1879 ^{ns}	1,4239 ^{ns}	2,8847 ***
<i>Durbin-Watson stat (DW)</i>			2,2019	2,7568	2,4868	2,5400	2,6602	2,4964
***) = signifikan pada level 1% **) = signifikan pada level 5% *) = signifikan pada level 10% ns = tidak signifikan								

Sumber: Analisis Data Sekunder, 2013

Tabel 7.2 memperlihatkan bahwa koefisien determinasi (R^2) yang terbukti signifikan pada tingkat kepercayaan 99 persen adalah lag-3 dan lag-6, sedangkan lag-1 dan lag-2 masing-masing signifikan pada taraf 95 dan 90 persen. Nilai R^2 tertinggi terjadi pada lag-6 yakni sebesar 0,3059 dan koefisien determinasi yang terendah terjadi pada lag-2 yaitu 0,2043. Hal ini berarti bahwa ternyata hanya 30,59 persen (lag-6) atau 20,43 persen (lag-2) variasi variabel dependen (respons luas panen jagung) dapat dijelaskan oleh variasi variabel independen dalam model, sedangkan selebihnya 69,41 persen (lag-6) atau 79,57 persen (lag-2) dijelaskan oleh faktor-faktor lain di luar model. Hal ini membuktikan bahwa keseluruhan variabel independen (luas panen jagung, harga jagung, harga jagung naik, harga beras, harga kedelai, harga ubikayu, upah buruh tani, harga jagung impor, harga pakan, dummy *El Niño*, dan dummy *La Niña*) secara bersama-sama belum cukup kuat dalam mempengaruhi variabel dependen (respons luas panen jagung). Selanjutnya untuk mengkaji hasil analisis uji t dari Tabel 7.2 akan diuraikan dalam sub-sub berikut ini.

1. Lag Luas Panen Jagung

Variabel luas panen jagung periode sebelumnya (lag-3 dan lag-6) memiliki nilai koefisien yang positif (sesuai dengan tanda harapan) dan berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung pada tingkat kepercayaan 99 persen ($\alpha = 0,01$) dengan nilai koefisien sebesar 0,3403 dan 0,4079. Artinya apabila luas panen jagung meningkat satu persen pada lag-3 ataupun lag-6 maka luas panen jagung periode sekarang akan naik sebesar 0,3403 persen atau 0,4079 persen (*ceteris paribus*). Sebaliknya di sisi lain, pengaruh luas panen jagung periode sebelumnya (lag-1

dan lag-2) tidak sesuai dengan harapan petani karena bernilai negatif dan berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung saat ini. Hal ini bermakna bahwa apabila luas panen jagung meningkat satu persen pada lag-1 ataupun lag-2 maka luas panen jagung saat ini akan menurun masing-masing sebesar 0,2414 persen dan 0,3249 persen.

Fenomena ini menunjukkan bahwa penambahan luas panen jagung pada periode sebelumnya lebih cepat direspons secara negatif oleh variabel luas panen jagung periode sekarang. Namun demikian, secara lambat peningkatan luas panen jagung sebelumnya akan direspons positif oleh petani. Hal ini tentunya berkaitan dengan tidak mudahnya melakukan ekstensifikasi lahan pertanian di Jawa Tengah.

2. Lag Harga Jagung

Harga jagung periode sebelumnya langsung direspons cepat oleh petani dengan melakukan penambahan luas panen jagung. Hal ini terlihat dari variabel harga jagung yang memiliki nilai koefisien positif dan berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung pada taraf kepercayaan 90 persen ($\alpha = 0,10$) pada lag-1 (0,1075). Artinya apabila harga jagung pada lag-1 naik sebesar satu persen maka akan meningkatkan luas panen jagung sebesar 0,1075 persen. Dengan demikian, harga jagung merupakan faktor yang cukup penting dalam mempengaruhi peningkatan luas panen jagung, meskipun hanya direspons sesaat.

3. Lag Harga Jagung Naik

Harga jagung naik periode-periode sebelumnya memiliki nilai koefisien yang positif dan negatif, namun demikian terbukti tidak berpengaruh nyata

terhadap luas panen jagung. Hal ini karena harga jagung naik biasanya terjadi dalam waktu yang lebih singkat, sehingga petani kurang merespons keadaan tersebut terutama dalam kaitannya dengan peningkatan luas panen jagung.

4. Lag Harga Beras

Harga beras periode sebelumnya (lag-1 dan lag-2) memiliki koefisien yang positif dan negatif serta berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung pada taraf kepercayaan 95 persen dan 99 persen. Artinya apabila harga beras pada lag-1 dan lag-2 naik sebesar satu persen maka akan meningkatkan luas panen jagung sebesar 0,6069 persen (lag-1), dan menurunkan luas panen jagung sebesar 0,8307 persen (lag-2). Hal ini menunjukkan bahwa petani cukup responsif terhadap harga beras sehingga awalnya direspons secara positif, tetapi selanjutnya direspons secara negatif oleh petani dalam terutama kaitannya dengan luas panen jagung. Dengan demikian, harga beras cukup berperan penting dalam mempengaruhi tingkat luas panen jagung di Provinsi Jawa Tengah.

5. Lag Harga Kedelai

Harga kedelai agak cepat direspons secara positif oleh petani terutama dalam kaitannya dengan peningkatan luas panen jagung. Keadaan ini terindikasi dengan adanya variabel harga kedelai yang memiliki nilai koefisien positif dan berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung pada taraf kepercayaan 99 persen pada lag-2. Artinya apabila harga kedelai pada periode tersebut naik sebesar satu persen maka akan meningkatkan luas panen jagung sebesar 0,9121 persen. Hal ini menunjukkan bahwa harga kedelai tidak direspons secara negatif oleh petani

karena permintaan akan kedelai lokal masih kurang sehingga petani kurang berminat untuk berusaha tani kedelai.

6. Lag Harga Ubikayu

Harga ubikayu secara signifikan tidak direspons secara negatif oleh petani karena tanaman tersebut bukan kompetitor dari tanaman jagung dan memiliki musim tanam yang berbeda. Hal ini terbukti dari variabel harga ubikayu periode lag-3 yang memiliki nilai koefisien positif dan berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung. Berarti jika harga ubikayu pada lag-3 naik satu persen maka akan terjadi peningkatan luas panen jagung sebesar 0,4871 persen. Meskipun petani jagung cukup lambat dalam merespons kondisi tersebut, tetapi fenomena tersebut cukup logis bisa terjadi.

7. Lag Upah Buruh Tani

Upah buruh tani sangat cepat direspons secara negatif oleh petani dalam hubungannya dengan luas panen jagung. Upah buruh tani memiliki nilai koefisien yang negatif (sesuai dengan tanda harapan) pada lag-1 dan berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung. Hal ini berarti bahwa jika upah buruh tani pada periode sebelumnya meningkat satu persen maka luas panen jagung saat ini akan menurun sebesar 0,5639 persen. Hal ini cukup beralasan mengingat semakin meningkatnya upah buruh tani dan semakin menurunnya jumlah buruh tani khususnya di Jawa Tengah.

8. *Lag Harga Jagung Impor*

Harga jagung impor periode lag-1 dan lag-3 memiliki nilai koefisien yang negatif dan positif, serta berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung saat ini. Apabila harga jagung impor naik sebesar satu persen pada lag-1 ataupun lag-3 maka akan mempengaruhi tingkat penurunan luas panen jagung sebesar 0,0629 persen (lag-1) atau akan dapat menaikkan luas panen jagung hingga 0,0401 persen (lag-3). Hal ini mengindikasikan bahwa harga jagung impor cukup cepat direspons oleh petani jagung di Jawa Tengah.

9. *Lag Harga Pakan*

Harga pakan periode lag-3 memiliki nilai koefisien yang positif dan berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung pada taraf kepercayaan 90 persen. Artinya apabila harga pakan pada periode tersebut naik satu persen maka luas panen jagung juga akan naik sebesar 0,3701 persen. Hal ini mengindikasikan bahwa harga pakan cukup lambat direspons secara positif oleh petani jagung di Jawa Tengah.

10. *El Niño*

Di Jawa Tengah, iklim *El Niño* secara terus menerus berdampak negatif terhadap luas panen jagung. Iklim *El Niño* pada model lag-1, lag-2, lag-3 dan lag-6 memiliki nilai koefisien yang negatif dan berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung pada taraf kepercayaan secara berurutan 90, 99, 95, dan 90 persen. Artinya apabila terjadi *El Niño* di Jawa Tengah, maka anomali iklim tersebut akan berdampak pada gagal panen jagung yang akan menurunkan luas panen jagung

masing-masing sebesar 0,1378 persen, 0,2262 persen, 0,1349 persen, dan 0,1323 persen. Hal ini mengindikasikan bahwa iklim *El Niño* lebih beresiko gagal panen dan cepat menurunkan respons petani jagung di Jawa Tengah.

11. La Niña

Iklm *La Niña* secara teoritis memiliki tanda harapan yang negatif terhadap luas panen jagung, namun dalam analisis ini nilai koefisien yang diperoleh berupa koefisien positif dan negatif, meskipun tidak berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung. Kondisi ini sangat memungkinkan karena usahatani jagung di lahan kering masih cukup mendominasi, sehingga pengaruh tingkat curah hujan cenderung positif.

3. Respons Luas Panen Jagung di Provinsi Jawa Timur

Berdasarkan hasil analisis uji asumsi klasik untuk model respons luas panen jagung di Provinsi Jawa Timur ini ternyata terjadi multikolinieritas, autokorelasi, dan heteroskedastisitas, namun demikian keadaan tersebut telah dikoreksi dengan menggunakan *Metode Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent (HAC) Covariance Matrix (Bartlett Kernel, Newey-West)* yang selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran 4.3.1 sampai dengan Lampiran 4.3.6. Hasil estimasi dengan metode tersebut terhadap model respons luas panen jagung yang dimulai dari lag-1 sampai dengan lag-6 ditampilkan pada Tabel 7.3.

Tabel 7.3. Hasil Estimasi Model Respons Luas Panen Jagung di Provinsi Jawa Timur dengan Metode OLS

<i>Independent Variable</i>	<i>Symbol</i>	<i>Expected Sign</i>	<i>Coefficient Lag-1</i>	<i>Coefficient Lag-2</i>	<i>Coefficient Lag-3</i>	<i>Coefficient Lag-4</i>	<i>Coefficient Lag-5</i>	<i>Coefficient Lag-6</i>
Konstanta	C	+/-	4,9857 **	9,9808 ***	2,1271 **	6,1205 ***	8,8126 ***	2,4010 **
Luas Panen Jagung	A_lag	+	-0,4548 ***	-0,4693 ***	0,9003 ***	-0,4340 ***	-0,4919 ***	0,9320 ***
Harga Jagung	HJG_lag	+	0,0276 ns	0,1138 ***	0,0320 ns	0,0297 ns	0,0636 ns	-0,0089 ns
Harga Jagung Naik	HJN_lag	+	0,3260 ns	-0,3461 **	0,1836 *	0,0774 ns	-0,0665 ns	0,0414 ns
Harga Beras	HBR_lag	-	0,9172 ***	-1,0673 ***	-0,4696 **	0,8472 **	-1,0638 **	-0,3816 **
Harga Kedelai	HKD_lag	-	-0,0099 ns	0,3302 *	-0,2174 ns	-0,0286 ns	0,2322 ns	-0,2001 ns
Harga Ubi Kayu	HUK_lag	-	0,1406 ns	0,1385 ns	-0,0706 ns	0,0237 ns	0,1352 ns	-0,3155 **
Upah Buruh Tani	UBT_lag	-	-0,2135 ns	0,2822 ns	-0,2652 ns	-0,1918 ns	0,4122 ns	0,0240 ns
Harga Jagung Impor	HJI_lag	+	-0,0596 **	-0,0015 ns	0,0283 ns	-0,0534 *	0,0382 ns	0,0289 *
Harga Pakan	HPK_lag	+	-0,3630 ns	0,1876 ns	0,5640 ***	-0,2470 ns	0,1581 ns	0,3651 *
Dummy <i>El Niño</i>	DEL	-	0,0333 ns	-0,1040 ns	-0,0666 ns	0,0666 ns	-0,1474 ns	-0,0924 **
Dummy <i>La Niña</i>	DLA	-	0,1164 ns	0,1215 ns	0,0653 *	0,1118 ns	0,0353 ns	-0,0103 ns
<i>R-squared (R²)</i>			0,2848	0,3004	0,8342	0,2510	0,2937	0,8844
<i>Adjusted R-squared (R²)</i>			0,1826	0,1991	0,8099	0,1397	0,1873	0,8667
<i>Akaike Info Criterion (AIC)</i>			1,3879	1,3614	-0,0739	1,4293	1,3781	-0,4179
<i>Schwarz criterion</i>			1,7234	1,6993	0,2662	1,7718	1,7230	-0,0707
<i>F-statistic</i>			2,7876 ***	2,9667 ***	34,3140 ***	2,2545 **	2,7601 ***	50,0738 ***
<i>Durbin-Watson stat (DW)</i>			2,6963	2,8947	2,2785	2,7967	2,8211	2,3291
***) = signifikan pada level 1% **) = signifikan pada level 5% *) = signifikan pada level 10% ns = tidak signifikan								

Sumber: Analisis Data Sekunder, 2013

Dari Tabel 7.3 dapat diketahui bahwa koefisien determinasi (R^2) dari mulai lag-1 sampai dengan lag-6 menunjukkan nilai yang relatif jauh berbeda, nilai R^2 tertinggi terjadi pada lag-6 yakni sebesar 0,8844 dan selanjutnya disusul lag-3 sebesar 0,8342, sedangkan koefisien determinasi yang terendah terjadi pada lag-4 yaitu 0,251. Hal ini bermakna bahwa ternyata 88,44 persen (lag-6) atau 25,1 persen (lag-4) variasi variabel dependen (respons luas panen jagung) dapat dijelaskan oleh variasi variabel independen dalam model, sedangkan sisanya 11,56 persen (lag-6) atau 74,9 persen (lag-4) dijelaskan oleh faktor-faktor lain di luar model. Keadaan ini mengindikasikan bahwa petani masih lambat dalam merespons luas panen jagung karena luas panen merupakan faktor yang cukup sulit untuk diupayakan di Jawa Timur.

Dari hasil analisis ini diperoleh nilai F hitung yang signifikan pada tingkat kesalahan satu persen mulai dari lag-1 sampai lag-6. Hal ini membuktikan bahwa keseluruhan variabel independen (luas panen jagung, harga jagung, harga jagung naik, harga beras, harga kedelai, harga ubikayu, upah buruh tani, harga jagung impor, harga pakan, dummy *El Niño*, dan dummy *La Niña*) secara bersama-sama dapat mempengaruhi variabel dependen (respons luas panen jagung) mulai dari lag-1 sampai lag-6, dengan tingkat pengaruh masing-masing sebesar 28,48 persen, 30,04 persen, 83,42 persen, 25,1 persen, 29,37 persen, dan 88,44 persen, sedangkan masing-masing selisihnya yakni 71,52 persen, 69,96 persen, 16,58 persen, 74,9 persen, 70,63 persen, dan 11,56 persen disebabkan oleh pengaruh faktor-faktor lain di luar model tersebut. Selanjutnya untuk mengkaji hasil analisis uji *t* dari Tabel 7.3 secara rinci diuraikan dalam sub-sub berikut ini.

1. Lag Luas Panen Jagung

Luas panen jagung periode sebelumnya merupakan variabel yang secara terus menerus dapat mempengaruhi luas panen jagung saat ini baik secara positif maupun negatif. Variabel luas panen jagung periode sebelumnya (lag-1, lag-2, lag-4, lag-5) memiliki nilai koefisien yang negatif dan berpengaruh nyata pada taraf kepercayaan 99 persen, artinya apabila luas panen jagung pada periode tersebut meningkat satu persen maka akan dapat menurunkan luas panen jagung saat ini masing-masing secara berurutan sebesar 0,4548 persen, 0,4693 persen, 0,434 persen, dan 0,4919 persen. Di sisi lain, variabel luas panen jagung periode sebelumnya (lag-3, lag-6) memiliki nilai koefisien yang positif dan berpengaruh nyata pada taraf kepercayaan 99 persen, artinya apabila luas panen jagung pada periode tersebut meningkat satu persen maka akan dapat menaikkan luas panen jagung saat ini masing-masing sebesar 0,9003 persen dan 0,932 persen.

Kenyataan ini menunjukkan bahwa penambahan luas panen jagung pada periode sebelumnya lebih cepat direspons secara negatif oleh variabel luas panen jagung periode sekarang. Namun demikian, secara lebih lambat peningkatan luas panen jagung akan direspons positif oleh petani. Hal ini tentunya berkaitan dengan tidak mudahnya melakukan ekstensifikasi lahan pertanian di Jawa Timur.

2. Lag Harga Jagung

Harga jagung memiliki nilai koefisien yang positif dan berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung pada taraf kepercayaan 99 persen ($\alpha = 0,01$) pada lag-2 (0,1138). Artinya apabila harga jagung pada periode tersebut naik sebesar satu

persen maka akan meningkatkan luas panen jagung sebesar 0,1138 persen. Hal ini menunjukkan bahwa harga jagung direspons cukup cepat dan positif oleh petani dengan penambahan luas panen jagung. Dengan demikian, harga jagung merupakan faktor yang cukup penting dalam mempengaruhi peningkatan luas panen jagung di Provinsi Jawa Timur.

3. Lag Harga Jagung Naik

Harga jagung naik periode sebelumnya (lag-2 dan lag-3) memiliki nilai koefisien yang negatif dan positif, serta berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung pada taraf kepercayaan 95 persen dan 90 persen. Artinya apabila harga jagung naik pada periode tersebut masing-masing meningkat satu persen maka akan menurunkan luas panen jagung sebesar 0,3461 persen dan akan meningkatkan luas panen jagung sebesar 0,1836 persen. Hal ini mengindikasikan bahwa harga jagung naik awalnya direspons cukup cepat dan negatif oleh petani dengan penambahan luas panen jagung, namun kemudian respons tersebut semakin melambat dan positif. Oleh karena itu, harga jagung naik merupakan faktor yang relatif cukup penting dalam mempengaruhi luas panen jagung di Jawa Timur.

4. Lag Harga Beras

Harga beras periode sebelumnya secara terus menerus direspons oleh petani jagung baik secara positif maupun negatif. Hal ini terlihat dari variabel harga beras periode sebelumnya yang memiliki nilai koefisien yang positif (lag-1, lag-4) dan negatif (lag-2, lag-3, lag-5, lag-6), serta berpengaruh nyata pada taraf

kepercayaan 99 dan 95 persen. Artinya apabila harga beras pada lag-1 dan lag-4 masing-masing naik sebesar satu persen maka akan meningkatkan luas panen jagung masing-masing sebesar 0,9172 persen dan 0,8472 persen. Jika harga beras pada lag-2, lag-3, lag-5, dan lag-6 masing-masing naik sebesar satu persen maka akan menurunkan luas panen jagung secara berurutan sebesar 1,0673 persen, 0,4696 persen, 1,0638 persen, dan 0,3816 persen. Hal ini menunjukkan bahwa petani cukup responsif terhadap harga beras sehingga berpengaruh terhadap luas panen jagung. Dengan demikian, harga beras berperan penting dalam mempengaruhi luas panen jagung di Jawa Timur.

5. Lag Harga Kedelai

Di Jawa Timur, harga kedelai cukup cepat direspons secara positif oleh petani jagung terutama dalam peningkatan luas panennya. Harga kedelai periode sebelumnya (lag-2) memiliki nilai koefisien yang positif dan berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung pada taraf kepercayaan 90 persen. Artinya apabila harga kedelai pada periode tersebut naik sebesar satu persen maka akan meningkatkan luas panen jagung sebesar 0,3302 persen. Hal ini mengindikasikan bahwa kenaikan harga kedelai tidak berpengaruh negatif terhadap luas panen jagung karena ketergantungan kebutuhan kedelai impor yang masih tinggi, sehingga petani tidak tertarik dengan pengembangan usahatani kedelai.

6. Lag Harga Ubikayu

Harga ubikayu berpengaruh negatif terhadap luas panen jagung, meskipun sangat lambat direspons oleh petani. Harga ubikayu periode sebelumnya (lag-6)

memiliki nilai koefisien yang negatif dan berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung pada taraf kepercayaan 95 persen. Hal ini berarti jika harga ubikayu naik satu persen maka akan menurunkan luas panen sebesar 0,3155 persen.

7. Lag Upah Buruh Tani

Upah buruh tani memiliki nilai koefisien yang negatif dan positif, tetapi terbukti tidak berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung. Hal ini cukup beralasan karena semakin minimnya tenaga kerja pertanian telah mengubah petani beralih ke sistem mekanisasi pertanian.

8. Lag Harga Jagung Impor

Harga jagung impor pada awalnya sangat cepat direspons secara negatif oleh petani, namun lambat laun petani merespons kembali secara positif terhadap kondisi luas panen jagung. Harga jagung impor periode lag-1 dan lag-6 memiliki nilai koefisien yang negatif dan positif, serta berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung pada taraf kepercayaan 95 persen dan 90 persen. Sehingga apabila harga jagung impor naik sebesar satu persen pada lag-1 dan lag-6 maka akan mempengaruhi tingkat penurunan luas panen jagung sebesar 0,0596 persen dan kenaikan luas panen jagung sebesar 0,0289 persen.

9. Lag Harga Pakan

Harga pakan direspons secara positif oleh petani jagung meskipun agak lambat. Harga pakan periode sebelumnya (lag-3) memiliki nilai koefisien yang positif dan berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung pada taraf kepercayaan 99 persen. Artinya apabila harga pakan pada periode tersebut naik sebesar satu

persen maka luas panen jagung akan meningkat sebesar 0,564 persen. Hal ini mengindikasikan bahwa harga pakan cukup berperan penting dalam pengembangan luas panen jagung di Jawa Timur.

10. El Niño

Iklm *El Niño* memiliki nilai koefisien yang negatif dan berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung pada taraf kepercayaan 95 persen (lag-6). Artinya apabila terjadi *El Niño* di Jawa Timur, maka akan ada gagal panen jagung sehingga luas panen jagung menurun sebesar 0,0924 persen. Hal ini mengindikasikan bahwa kejadian *El Niño* masih lambat direspons (lag-6) oleh petani jagung di Jawa Timur.

11. La Niña

Iklm *La Niña* secara teoritis memiliki tanda harapan yang negatif terhadap luas panen jagung, namun sebaliknya nilai koefisien yang positif pada lag-3 memiliki pengaruh yang nyata terhadap luas panen pada taraf kepercayaan 90 persen. Berarti, jika terjadi iklim *La Niña*, maka akan meningkatkan luas panen sebesar 0,0653 persen. Hal ini cukup logis terjadi mengingat usahatani jagung masih banyak dilakukan di lahan kering yang membutuhkan curah hujan dalam musim hujan yang lebih lama untuk masa tanam jagung di Jawa Timur.

4. Respons Luas Panen Jagung di Provinsi Sulawesi Selatan

Hasil analisis uji asumsi klasik untuk model respons luas panen jagung di Provinsi Sulawesi Selatan ini ternyata menunjukkan terjadinya multikolinieritas, autokorelasi, dan heteroskedastisitas, namun demikian keadaan tersebut telah dikoreksi dengan menggunakan *Metode Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent (HAC) Covariance Matrix (Bartlett Kernel, Newey-West)* yang selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran 4.4.1 sampai dengan Lampiran 4.4.6. Hasil estimasi dengan metode tersebut terhadap model respons luas panen jagung di Sulawesi Selatan yang dimulai dari lag-1 sampai dengan lag-6 ditampilkan pada Tabel 7.4.

Tabel 7.4 memperlihatkan bahwa koefisien determinasi (R^2) dari mulai lag-1 sampai dengan lag-6 menunjukkan nilai yang relatif jauh berbeda, nilai R^2 tertinggi terjadi pada lag-6 yakni sebesar 0,9188 dan selanjutnya disusul lag-3 sebesar 0,8879, sedangkan koefisien determinasi yang terendah terjadi pada lag-1 yaitu 0,2287. Hal ini berarti bahwa ternyata 91,88 persen (lag-6) atau 22,87 persen (lag-1) variasi variabel dependen (respons luas panen jagung) dapat dijelaskan oleh variasi variabel independen dalam model, sedangkan sisanya 8,12 persen (lag-6) atau 77,13 persen (lag-1) dijelaskan oleh faktor-faktor lain di luar model. Keadaan ini mengindikasikan bahwa pada periode *subround* ketiga terjadi hubungan yang semakin kuat antara variabel dependen dan variabel independen dalam model tersebut. Hal ini dimungkinkan karena periode *subround* ketiga bertepatan dengan musim hujan atau curah hujan tinggi, yang tentunya sangat dibutuhkan untuk pengembangan usahatani jagung di lahan kering.

Tabel 7.4. Hasil Estimasi Model Respons Luas Panen Jagung di Provinsi Sulawesi Selatan dengan Metode OLS

<i>Independent Variable</i>	<i>Symbol</i>	<i>Expected Sign</i>	<i>Coefficient Lag-1</i>	<i>Coefficient Lag-2</i>	<i>Coefficient Lag-3</i>	<i>Coefficient Lag-4</i>	<i>Coefficient Lag-5</i>	<i>Coefficient Lag-6</i>
Konstanta	C	+/-	0,1605 ^{ns}	5,3734 ^{ns}	-1,8443 ^{ns}	-0,0495 ^{ns}	3,5210 ^{ns}	-1,4986 ^{ns}
Luas Panen Jagung	A_lag	+	-0,4543 ^{***}	-0,3798 ^{***}	0,8910 ^{***}	-0,4821 ^{***}	-0,3919 ^{***}	0,8861 ^{***}
Harga Jagung	HJG_lag	+	0,1130 ^{ns}	0,1578 ^{ns}	0,0453 ^{ns}	0,0768 ^{ns}	0,1467 [*]	0,0369 ^{ns}
Harga Jagung Naik	HJN_lag	+	0,5789 ^{ns}	-0,2228 ^{ns}	0,2578 ^{ns}	0,0858 ^{ns}	-0,0640 ^{ns}	-0,0662 ^{ns}
Harga Beras	HBR_lag	-	0,5067 ^{ns}	0,0369 ^{ns}	-0,6603 ^{***}	0,4700 ^{ns}	0,1059 ^{ns}	-0,9223 ^{***}
Harga Kedelai	HKD_lag	-	-0,3473 ^{ns}	-0,3788 ^{ns}	0,4054 ^{ns}	0,1904 ^{ns}	-0,2482 ^{ns}	1,0925 ^{***}
Harga Ubi Kayu	HUK_lag	-	0,0097 ^{ns}	0,0309 ^{ns}	-0,0965 ^{ns}	-0,1278 ^{ns}	-0,1494 ^{ns}	-0,3831 ^{***}
Upah Buruh Tani	UBT_lag	-	-0,3288 ^{ns}	0,5119 ^{ns}	-0,1097 ^{ns}	-0,1598 ^{ns}	0,6033 [*]	0,2818 [*]
Harga Jagung Impor	HJI_lag	+	0,0400 ^{ns}	-0,2814 ^{***}	0,0770 ^{***}	0,0420 ^{ns}	-0,2257 ^{***}	0,0578 ^{**}
Harga Pakan	HPK_lag	+	0,6214 ^{ns}	0,0424 ^{ns}	0,5265 ^{***}	0,5186 ^{ns}	0,0162 ^{ns}	0,0584 ^{ns}
Dummy <i>El Niño</i>	DEL	-	0,0744 ^{ns}	0,0001 ^{ns}	-0,0285 ^{ns}	0,1396 ^{ns}	0,1284 ^{ns}	0,1260 ^{ns}
Dummy <i>La Niña</i>	DLA	-	0,3995 ^{ns}	0,2679 ^{ns}	0,0729 ^{ns}	0,4122 ^{ns}	0,3785 [*]	0,0716 ^{ns}
<i>R-squared (R²)</i>			0,2287	0,2917	0,8879	0,2395	0,2869	0,9188
<i>Adjusted R-squared (R²)</i>			0,1185	0,1892	0,8714	0,1265	0,1794	0,9064
<i>Akaike Info Criterion (AIC)</i>			2,9685	2,8976	1,0464	2,9596	2,9085	0,7408
<i>Schwarz criterion</i>			3,3041	3,2354	1,3865	3,3020	3,2534	1,0880
<i>F-statistic</i>			2,0754 ^{**}	2,8453 ^{***}	53,9879 ^{***}	2,1188 ^{**}	2,6695 ^{***}	74,0802 ^{***}
<i>Durbin-Watson stat (DW)</i>			2,6688	2,8203	1,8745	2,8123	2,8372	2,0642
***) = signifikan pada level 1% **) = signifikan pada level 5% *) = signifikan pada level 10% ns = tidak signifikan								

Sumber: Analisis Data Sekunder, 2013

Dari hasil analisis ini diperoleh nilai F hitung yang signifikan pada tingkat kesalahan lima persen dan satu persen mulai dari lag-1 sampai lag-6. Hal ini membuktikan bahwa keseluruhan variabel independen (luas panen jagung, harga jagung, harga jagung naik, harga beras, harga kedelai, harga ubikayu, upah buruh tani, harga jagung impor, harga pakan, dummy *El Niño*, dan dummy *La Niña*) secara bersama-sama dapat mempengaruhi variabel dependen (respons luas panen jagung) mulai dari lag-1 sampai lag-6, dengan tingkat pengaruh masing-masing sebesar 22,87 persen, 29,17 persen, 88,79 persen, 23,95 persen, 28,95 persen, dan 91,88 persen, sedangkan masing-masing selisihnya yakni 77,13 persen, 70,87 persen, 11,21 persen, 76,05 persen, 71,05 persen, dan 8,12 persen disebabkan oleh pengaruh faktor-faktor lain di luar model tersebut. Selanjutnya untuk mengkaji hasil analisis uji *t* dari Tabel 7.4 secara rinci diuraikan dalam sub-sub berikut ini.

1. Lag Luas Panen Jagung

Luas panen jagung periode sebelumnya merupakan variabel yang lebih dinamis dalam mempengaruhi luas panen jagung saat ini baik secara negatif maupun positif. Variabel luas panen jagung periode sebelumnya (lag-1, lag-2, lag-4, lag-5) memiliki nilai koefisien yang negatif dan berpengaruh nyata pada taraf kepercayaan 99 persen, artinya apabila luas panen jagung pada periode tersebut meningkat satu persen maka akan dapat menurunkan luas panen jagung saat ini masing-masing secara berurutan sebesar 0,4543 persen, 0,3798 persen, 0,4821 persen, dan 0,3919 persen. Di sisi lain, variabel luas panen jagung periode sebelumnya (lag-3, lag-6) memiliki nilai koefisien yang positif dan berpengaruh nyata pada taraf kepercayaan 99 persen, artinya apabila luas panen jagung pada

periode tersebut meningkat satu persen maka akan dapat menaikkan luas panen jagung saat ini masing-masing sebesar 0,891 persen dan 0,8861 persen.

Fenomena ini menunjukkan bahwa pengembangan luas panen jagung akan direspons secara positif oleh petani pada subround ketiga yang berkenaan dengan musim hujan. Hal ini sangat beralasan mengingat usahatani jagung di lahan kering masih sangat tergantung pada tingginya curah hujan, sehingga perluasan areal luas panen jagung sangat optimal apabila dilakukan pada subround ketiga ini yakni pada lag-3 dan lag-6.

2. Lag Harga Jagung

Harga jagung pada lag-5 memiliki nilai koefisien yang positif dan berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung pada taraf kepercayaan 90 persen. Artinya apabila harga jagung pada periode tersebut naik sebesar satu persen maka akan meningkatkan luas panen jagung sebesar 0,1467 persen. Hal ini menunjukkan bahwa harga jagung direspons lambat oleh petani dalam upaya penambahan luas panennya. Meskipun demikian, harga jagung merupakan faktor yang cukup penting dalam mempengaruhi peningkatan luas panen jagung di Provinsi Sulawesi Selatan.

3. Lag Harga Jagung Naik

Harga jagung naik memiliki nilai koefisien yang positif dan negatif, tetapi tidak berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung. Hal ini mengindikasikan bahwa harga jagung naik tidak direspons oleh petani dengan alasan harga jagung naik biasanya hanya terjadi sesaat atau pada satu titik waktu tertentu saja.

4. Lag Harga Beras

Harga beras periode sebelumnya (lag-3 dan lag-6) mempunyai nilai koefisien yang negatif dan berpengaruh signifikan pada taraf kesalahan satu persen. Berarti apabila harga beras pada lag-3 dan lag-6 masing-masing naik sebesar satu persen maka akan menurunkan luas panen jagung masing-masing sebesar 0,6603 persen dan 0,9223 persen. Hal ini bermakna bahwa petani merespons kenaikan harga beras pada setiap *subround* ketiga, sehingga berpengaruh terhadap pengurangan luas panen jagung. Kondisi ini dapat terjadi terutama pada usahatani jagung di lahan sawah. Dengan demikian, harga beras berperan penting dalam mempengaruhi luas panen jagung di Sulawesi Selatan.

5. Lag Harga Kedelai

Harga kedelai masih lambat direspons oleh petani terutama dalam kaitannya dengan luas panen jagung. Harga kedelai periode sebelumnya (lag-6) memiliki nilai koefisien yang positif dan berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung pada taraf kepercayaan 99 persen. Artinya apabila harga kedelai naik sebesar satu persen, maka akan meningkatkan luas panen jagung sebesar 1,0925 persen yang akan direspons dalam selang waktu 6 musim tanam jagung (lag-6). Hal ini mengindikasikan bahwa kenaikan harga kedelai tidak berpengaruh negatif terhadap luas panen jagung, karena ketergantungan kebutuhan kedelai impor yang masih tinggi, sehingga petani tidak tertarik dengan pengembangan usahatani kedelai.

6. Lag Harga Ubikayu

Harga ubikayu berpengaruh negatif terhadap luas panen jagung, meskipun sangat lambat direspons oleh petani. Harga ubikayu periode sebelumnya (lag-6) memiliki nilai koefisien yang negatif dan berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung pada taraf kepercayaan 99 persen. Hal ini berarti jika harga ubikayu naik satu persen maka akan menurunkan luas panen jagung sebesar 0,3831 persen.

7. Lag Upah Buruh Tani

Upah buruh tani lambat direspons secara positif oleh petani jagung. Upah buruh tani periode lag-5 dan lag-6 memiliki nilai koefisien yang positif dan terbukti berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung pada taraf keyakinan 90 persen. Berarti jika upah buruh tani pada periode tersebut naik satu persen maka akan meningkatkan luas panen jagung masing-masing sebesar 0,6033 dan 0,2818 persen. Hal ini cukup beralasan karena semakin minimnya tenaga kerja pertanian sehingga kenaikan upah buruh tani tidak direspons secara negatif oleh petani.

8. Lag Harga Jagung Impor

Harga jagung impor periode lag-2 dan lag-5 secara signifikan berpengaruh negatif terhadap luas panen jagung, sebaliknya pada lag-3 dan lag-6 harga jagung impor secara signifikan berpengaruh positif terhadap luas panen jagung. Artinya apabila harga jagung impor naik satu persen maka akan diikuti dengan menurunnya luas panen jagung hingga mencapai 0,2818 persen (lag-2) dan 0,2257 persen (lag-5), kenaikan tersebut juga akan mempengaruhi peningkatan luas panen jagung sebesar 0,077 persen (lag-3) dan 0,0578 persen (lag-6).

Gejala ini menunjukkan bahwa kenaikan harga jagung impor lebih cepat direspons secara negatif oleh petani jagung karena keadaan iklim yang masih kurang mendukung. Namun demikian, ternyata kenaikan harga jagung impor akan direspons secara positif oleh petani apabila kondisi iklim juga sangat mendukung yakni musim hujan yang berkenaan dengan subround ketiga, sehingga perluasan areal tanam sangat logis dilakukan petani jagung.

9. Lag Harga Pakan

Dalam kaitannya dengan variabel luas panen jagung, harga pakan direspons secara positif oleh petani jagung meskipun agak lambat. Harga pakan periode sebelumnya (lag-3) memiliki nilai koefisien yang positif dan berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung pada taraf kepercayaan 99 persen. Artinya apabila harga pakan pada periode tersebut naik sebesar satu persen maka luas panen jagung akan meningkat sebesar 0,5265 persen. Hal ini mengindikasikan bahwa harga pakan cukup berperan penting dalam pengembangan luas panen jagung di Sulawesi Selatan.

10. El Niño

Iklim *El Niño* memiliki nilai koefisien yang positif dan negatif, tetapi tidak berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung. Hal ini mengindikasikan bahwa iklim *El Niño* terhadap kemungkinan gagal panen jagung masih dapat ditoleransi dengan respons petani jagung di Sulawesi Selatan.

11. *La Niña*

Iklm *La Niña* secara teoritis memiliki tanda harapan yang negatif terhadap luas panen jagung, namun sebaliknya nilai koefisien yang positif pada lag-5 memiliki pengaruh yang nyata terhadap luas panen jagung pada taraf kepercayaan 90 persen. Berarti jika terjadi iklim *La Niña*, maka akan meningkatkan luas panen sebesar 0,3785 persen. Hal ini cukup beralasan mengingat usahatani jagung masih banyak dilakukan di lahan kering yang membutuhkan curah hujan dalam musim hujan yang lebih lama untuk masa tanam jagung di Sulawesi Selatan.

5. Respons Luas Panen Jagung di Sentra Produksi Utama Indonesia

Berdasarkan hasil analisis uji asumsi klasik untuk model respons luas panen jagung di sentra produksi utama Indonesia diketahui bahwa terdapat gangguan multikolinieritas, autokorelasi, dan heteroskedastisitas. Walaupun demikian, masalah tersebut telah dikoreksi dengan metode *Pooled Estimation GLS (Generalized Least Squares)* pada timbangan *Cross-Section Weights* yang kemudian diperbaiki dengan statistik *White Period standard errors end covariance* pada tingkat interaksi yang telah konvergen (Lampiran 4.5.1 sampai Lampiran 4.5.6). Hasil estimasi model respons luas panen tersebut yang dimulai dari model lag-1 sampai dengan model lag-6 ditampilkan pada Tabel 7.5.

Nilai koefisien determinasi (R^2) yang tertinggi terjadi pada lag-6 yakni sebesar 0,9889 dan selanjutnya disusul lag-3 sebesar 0,9818 (Tabel 7.5). Hal ini berarti bahwa ternyata 98,89 persen (lag-6) dan 98,18 persen (lag-3) variasi variabel dependen (luas panen jagung) dapat dijelaskan oleh variasi variabel

independen dalam model, sedangkan sisanya 1,11 persen (lag-6) dan 1,82 persen (lag-3) dijelaskan oleh faktor-faktor lain di luar model.

Dari enam model lag yang menunjukkan model terbaik adalah koefisien determinasi yang tertinggi dan nilai *Akaike Info Criterion* (AIC) yang terendah. Pada Tabel 7.5 terdapat nilai AIC yang terendah yaitu 0,7012 (lag-3) dan 0,6035 (lag-6). Dengan demikian, model yang terbaik adalah lag-3 dan lag-6. Hal ini mengindikasikan ada hubungan yang semakin kuat antara variabel dependen dan variabel independen yang terjadi pada periode subround ketiga (satu tahun) dan keenam (dua tahun). Meskipun terkesan cukup lamban, namun petani secara rasional akan semakin kuat merespons luas panen akibat perubahan faktor-faktor dalam model untuk mendukung keberhasilan usahatani jagungnya.

Hasil analisis ini diperoleh nilai F hitung yang sangat signifikan pada tingkat kesalahan satu persen mulai dari lag-1 sampai lag-6. Hal ini membuktikan bahwa seluruh variabel independen dalam model yaitu lag luas panen jagung, lag faktor harga (jagung, beras, kedelai, ubikayu, upah buruh tani, jagung impor, pakan), dummy iklim (*El Niño* dan *La Niña*) serta dummy daerah sentra produksi, secara bersama-sama dapat mempengaruhi respons luas panen jagung pada lag-1 sampai lag-6 dengan tingkat pengaruh masing-masing sebesar 95,73 persen; 95,68 persen; 98,18 persen; 95,26 persen; 95,42 persen; dan 98,89 persen. Kondisi ini menjadi solid berdasarkan statistik *Durbin-Watson* (DW) bahwa semua model lag berada dalam range 1,5 sampai 2,5 yang dinyatakan tidak terjadi autokorelasi. Selanjutnya untuk mengkaji hasil analisis uji *t* dari Tabel 7.5 secara rinci diuraikan dalam sub-sub berikut ini.

Tabel 7.5. Hasil Estimasi Regresi Data Panel Metode GLS dalam Model *Common Effect* dengan Teknik *Cross-section Dummy Variable* pada Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Sentra Produksi Utama Indonesia

<i>Independent Variable</i>	<i>Symbol</i>	<i>Expected Sign</i>	<i>Coefficient Lag-1</i>	<i>Coefficient Lag-2</i>	<i>Coefficient Lag-3</i>	<i>Coefficient Lag-4</i>	<i>Coefficient Lag-5</i>	<i>Coefficient Lag-6</i>
Luas Panen Jagung	A_lag	+	-0,2873***	-0,3264***	0,8480***	-0,2974***	-0,3365***	0,8599***
Harga Jagung	HJG_lag	+	0,0688***	0,0822***	0,0310***	0,0436***	0,0618**	0,0074 ^{ns}
Harga Jagung Naik	HJN_lag	+	0,2978***	-0,1693**	0,1634***	0,0786***	-0,0116 ^{ns}	0,0181 ^{ns}
Harga Beras	HBR_lag	-	0,4525***	-0,4057***	-0,3653**	0,6231***	-0,2725 ^{ns}	-0,4078***
Harga Kedelai	HKD_lag	-	0,0146 ^{ns}	0,3613***	0,0307 ^{ns}	0,0097 ^{ns}	0,1835***	0,0888 ^{ns}
Harga Ubi Kayu	HUK_lag	-	0,0713 ^{ns}	0,1361***	-0,0204 ^{ns}	0,0579 ^{ns}	0,1062***	-0,1710***
Upah Buruh Tani	UBT_lag	-	-0,0684 ^{ns}	0,2006*	-0,1294***	-0,0390 ^{ns}	0,1276 ^{ns}	0,1128 ^{ns}
Harga Jagung Impor	HJI_lag	+	-0,0680***	-0,0367 ^{ns}	0,0347***	-0,0558***	-0,0091 ^{ns}	0,0371***
Harga Pakan	HPK_lag	+	-0,2671 ^{ns}	-0,0111 ^{ns}	0,3891***	-0,2263 ^{ns}	0,0906 ^{ns}	0,1929***
Dummy <i>El Niño</i>	DEL	-	-0,0514 ^{ns}	-0,1119**	-0,0947***	0,0329 ^{ns}	-0,0684 ^{ns}	-0,0778**
Dummy <i>La Niña</i>	DLA	-	0,0769**	0,1137***	0,0584***	0,0848**	0,0910***	0,0055 ^{ns}
Dummy Lampung	D_L	+	3,2076 ^{ns}	4,6598***	0,2369 ^{ns}	3,0662*	4,3010***	0,9213 ^{ns}
Dummy Jawa Tengah	D_G	+	4,3172**	5,8313***	0,2811 ^{ns}	4,1944**	5,4319***	0,9971 ^{ns}
Dummy Jawa Timur	D_M	+	5,1385**	6,6056***	0,4066 ^{ns}	5,0343***	6,2367***	1,0728 ^{ns}
Dummy Sulsel	D_S	+	2,8796 ^{ns}	4,2230***	0,1782 ^{ns}	2,7291 ^{ns}	3,8239***	0,9269 ^{ns}
<i>R-squared (R²)</i>			0,9573	0,9568	0,9818	0,9526	0,9542	0,9889
<i>Adjusted R-squared (R²)</i>			0,9555	0,9550	0,9810	0,9505	0,9522	0,9884
<i>Akaike Info Criterion (AIC)</i>			1,8551	1,8474	0,7012	1,8445	1,8374	0,6035
<i>Schwarz criterion</i>			2,0183	2,0120	0,8672	2,0120	2,0063	0,7739
<i>F-statistic</i>			545,7687***	533,4200***	1283,892***	471,9086***	483,7784***	2043,969***
<i>Durbin-Watson stat (DW)</i>			2,2899	2,4732	2,0463	2,4685	2,4826	2,0640
***) = signifikan pada level 1% **) = signifikan pada level 5% *) = signifikan pada level 10% ns = tidak signifikan								

Sumber: Analisis Data Sekunder, 2013

1. Lag Luas Panen Jagung

Luas panen jagung periode sebelumnya merupakan kebiasaan petani dalam usahatani jagung dan menjadi variabel yang secara terus menerus dapat mempengaruhi luas panen jagung, baik secara positif maupun negatif. Sesuai dengan tanda harapan untuk variabel luas panen jagung periode sebelumnya, terdapat pada lag-3 dan lag-6 yang memiliki nilai koefisien positif dan berpengaruh nyata pada taraf kepercayaan 99 persen. Ini berarti apabila kebiasaan petani dalam usahatani jagung meningkatkan satu persen luas panennya, maka akan direspons petani dalam tiga dan enam lag musim tanam jagung dengan menambah luas panen jagung sebesar 0,848 persen dan 0,8599 persen.

Keadaan ini menunjukkan bahwa luas panen pada lag-3 dan lag-6 merupakan respons petani yang paling responsif secara positif. Ini berarti bahwa penambahan luas panen jagung pada periode tersebut menjadi kebiasaan petani merespons positif dengan kelambanan selama satu dan dua tahun (3 dan 6 periode subround) untuk meningkatkan luas panen jagung. Periode tersebut bertepatan pada periode subround di awal tahun dengan curah hujan relatif tinggi (Gambar 5.3 sampai 5.6). Kondisi curah hujan tersebut akan membuat petani mengarap lahan kering untuk meningkat areal tanam jagung. Hal ini sangat rasional karena untuk melakukan perluasan areal tanam jagung, maka petani perlu memperhitungkan faktor iklim yang mendukungnya.

2. Lag Harga Jagung

Harga jagung yang memiliki nilai koefisien positif dan berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung pada taraf kepercayaan 99 dan 95 persen, terdapat

pada lag-1 sampai lag-5. Untuk nilai koefisien yang tertinggi terdapat pada lag-2 sebesar 0,0822 yang artinya apabila harga jagung meningkat sebesar satu persen, maka akan direspons petani dalam dua lag musim tanam jagung dengan meningkatkan luas panen jagung sebesar 0,0822 persen. Hal ini menunjukkan bahwa harga jagung direspons cukup cepat dan positif oleh petani dengan penambahan luas panen jagung, karena koefisien yang tinggi berada pada lag-1 dan lag-2. Dengan demikian, harga jagung merupakan faktor yang cukup penting dalam mempengaruhi peningkatan luas panen jagung di Indonesia.

3. Lag Harga Jagung Naik

Harga jagung naik pada lag-1 sampai lag-4 memiliki nilai koefisien yang positif dan berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung pada taraf kepercayaan 95 persen dan 99 persen. Nilai koefisien tertinggi terdapat pada lag-1 sebesar 0,2978. Artinya apabila variabel harga jagung naik meningkat satu persen maka akan direspons petani dalam satu lag musim tanam jagung dengan meningkatkan luas panen jagung sebesar 0,2978 persen. Hal ini mengindikasikan bahwa harga jagung naik lebih cepat direspons secara positif oleh petani dengan penambahan luas panen jagung. Dengan demikian, Harga jagung naik dari harga maksimum sebelumnya menjadi penting dalam pembelanjaan aset-aset tetap untuk usahatani jagung pada peningkatan luas panen jagung.

4. Lag Harga Beras

Harga beras periode sebelumnya secara terus menerus direspons oleh petani jagung baik secara positif maupun negatif. Hal ini terlihat dari variabel

harga beras periode sebelumnya yang memiliki nilai koefisien yang positif (lag-1, lag-4) dan negatif (lag-2, lag-3, lag-6), serta berpengaruh nyata pada taraf kepercayaan 95 dan 95 persen. Sesuai tanda harapan yang negatif yaitu harga beras pada lag-2, lag-3, lag-6 menyatakan bahwa jika harga beras naik sebesar satu persen, maka akan direspons petani dalam dua, tiga dan enam lag musim tanam jagung dengan menurunkan luas panen jagung masing-masing sebesar 0,4057 persen, 0,3653 persen dan 0,4078 persen.

Hal ini menunjukkan bahwa petani cukup responsif secara negatif terhadap kenaikan harga beras, sehingga berpengaruh terhadap turunnya luas panen jagung. Prilaku ini bertepatan pada musim hujan (subround-3: September-Desember) dan musim kemarau satu (subround-1: Januari-April) berdasarkan periode analisis (Gambar 5.3 sampai 5.6). Kondisi ini dijadikan petani untuk meningkatkan areal tanam padi, khususnya di sawah. Dengan demikian, harga beras turut berperan dalam mempengaruhi luas panen jagung di Indonesia.

5. Lag Harga Kedelai

Harga kedelai dapat direspons secara positif oleh petani jagung terutama dalam peningkatan luas panennya. Harga kedelai periode sebelumnya (lag-2 dan lag-5) memiliki nilai koefisien yang positif dan berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung pada taraf kepercayaan 99 persen. Artinya apabila harga kedelai naik sebesar satu persen, maka akan direspons oleh petani dalam dua dan lima selang waktu musim tanam jagung dengan peningkatan luas panen jagung sebesar 0,3613 persen (lag-2) dan 0,1835 persen (lag-5). Hal ini mengindikasikan bahwa

kenaikan harga kedelai tidak menjadi kompetitor dalam usahatani jagung, terhadap peningkatan luas panen jagung.

Sesuai dengan periode analisis, respons luas panen pada lag-2 dan lag-5 kondisi iklimnya berada pada musim hujan (subround-3). Pada kondisi tersebut berarti walaupun terjadi kenaikan harga kedelai, maka petani cenderung meningkatkan areal tanam jagung, khususnya di lahan kering. Alasan berikutnya adalah adanya ketergantungan kebutuhan kedelai impor yang masih tinggi, sehingga petani tidak tertarik dengan pengembangan usahatani kedelai. Dengan demikian, antara komoditi jagung dan kedelai dapat diupayakan bersama-sama dalam usahatani palawija.

6. Lag Harga Ubikayu

Harga ubikayu berpengaruh positif terhadap respons luas panen jagung pada lag-2 dan lag-5, tetapi berpengaruh negatif pada lag-6. Harga ubikayu tersebut memiliki nilai koefisien yang berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung pada taraf kepercayaan 99 persen. Harga ubikayu yang berpengaruh negatif tersebut menunjukkan sangat lamban direspons oleh petani. Hal ini berarti jika harga ubikayu naik satu persen maka akan menurunkan luas panen jagung sebesar 0,171 persen.

7. Lag Upah Buruh Tani

Upah buruh tani yang paling signifikan berada pada lag-3 dan memiliki nilai koefisien negatif serta berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung pada taraf kepercayaan 99 persen. Jika upah buruh tani naik satu persen, maka akan

direspons dalam tiga lag musim tanam jagung dengan menurunkan luas panen jagung sebesar 0,1294 persen. Keadaan ini mencerminkan kurangnya ketersediaan tenaga kerja dalam usahatani jagung yang berakibat naiknya upah buruh tani, sehingga dapat menurunkan luas panen jagung. Hal ini cukup beralasan, karena semakin minimnya tenaga kerja pertanian kemudian telah mengubah petani beralih ke sistem mekanisasi pertanian.

8. Lag Harga Jagung Impor

Harga jagung impor pada awalnya sangat cepat direspons secara negatif oleh petani, namun lambat laun petani merespons kembali secara positif terhadap kondisi luas panen jagung. Harga jagung impor pada lag-3 dan lag-6 memiliki nilai koefisien yang positif dan berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung pada taraf kepercayaan 99 persen. Artinya jika kenaikan harga jagung impor sebesar satu persen, maka akan direspons dalam tiga dan enam lag dengan menaikkan luas panen jagung sebesar 0,0347 persen dan 0,0371 persen. Hal ini cukup rasional karena naiknya harga jagung impor akan menekan volume impor jagung, sehingga suplai jagung Indonesia diperoleh dari hasil usahatani jagung dengan perluasan areal tanam umumnya di lahan kering yang didukung oleh keberadaan musim hujan yang bertepatan di subround ketiga.

9. Lag Harga Pakan

Harga pakan pada lag-3 dan lag-6 memiliki nilai koefisien yang positif dan berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung pada taraf kepercayaan 99 persen, artinya jika harga pakan naik sebesar satu persen, maka luas panen jagung akan

meningkat sebesar 0,3891 persen dan 0,1926 persen. Harga pakan dapat direspons positif dalam tiga dan enam lag oleh petani akibat baiknya daya beli industri pakan berbahan-baku jagung. Hal ini mengindikasikan bahwa harga pakan cukup berperan penting dalam pengembangan luas panen jagung di Indonesia, khususnya pada periode subround pertama dengan daya dukung iklim yang sangat memungkinkan.

10. El Niño

Kejadian iklim *El Niño* pada lag-2, lag-3 dan lag-6 memiliki nilai koefisien yang negatif dan berpengaruh nyata terhadap luas panen jagung pada taraf kepercayaan 95 dan 99 persen. Hal ini berarti jika ada kejadian *El Niño*, maka pada lag tersebut akan terjadi gagal panen jagung sebesar 1.118,4 hektar, 1.099,33 hektar dan 1.080,91 hektar (*inverse ln* koefisien Dummy *El Niño*). Hal ini mengindikasikan bahwa kejadian iklim *El Niño* berpengaruh negatif terhadap luas panen jagung terutama pada periode subround pertama dan ketiga dengan tingkat curah hujan sangat rendah dan kemarau panjang. Dengan demikian, usahatani jagung di lahan kering yang mendominasi wilayah Indonesia, berpotensi lebih dini gagal panen jagung.

11. La Niña

Iklim *La Niña* secara teoritis memiliki tanda harapan yang negatif terhadap luas panen jagung, namun sebaliknya nilai koefisiennya positif pada lag-1 sampai lag-5 dan memiliki pengaruh yang nyata terhadap luas panen jagung pada taraf kepercayaan 95 dan 99 persen. Nilai koefisien terbesar yaitu 0,1137 terdapat pada

lag-2 yang menunjukkan bahwa kejadian iklim *La Niña* lebih responsif dalam dua lag musim tanam jagung dan direspons petani untuk menambah luas panen sebesar 1.120,42 hektar per subround (*inverse ln* koefisien Dummy *La Niña*). Hal ini cukup logis mengingat usahatani jagung masih banyak dilakukan di lahan kering yang memerlukan curah hujan dalam periode yang lebih lama untuk memenuhi peningkatan areal tanam jagung.

12. Daerah Sentra Produksi

Ada empat daerah sentra produksi jagung Indonesia yaitu Lampung, Jawa Timur, Jawa Tengah dan Sulawesi Selatan memiliki respons yang berbeda-beda terhadap kontribusinya pada suplai jagung nasional. Dari enam model lag dapat diketahui respons luas panen yang paling signifikan keempat daerah sentra produksi tersebut adalah lag-3 dan lag-5. Nilai koefisien tertinggi berada pada lag-2 dan memiliki pengaruh yang nyata terhadap luas panen jagung pada taraf kepercayaan 99 persen dengan nilai koefisien Lampung 4,6598, Jawa Tengah 5,8313, Jawa Timur 6,6056 dan Sulawesi Selatan 4,223. Hal ini menunjukkan bahwa daerah sentra produksi tersebut memiliki respons dengan kelambanan yang rendah (dua lag) dan positif, kemudian yang paling respons terhadap luas panen adalah Jawa Timur disusul Jawa Tengah. Ini berarti dalam kondisi *ceteris paribus*, Jawa Timur dan Jawa Tengah dalam dua lag musim tanam jagung merespons luas panen dengan penambahan sebesar 739,22 ribu dan 340,80 ribu hektar per subround (*inverse ln* koefisien dummy Jawa Timur dan Jawa Tengah).

B. Respons Produktivitas Jagung

Untuk menganalisis respons produktivitas jagung di sentra produksi utama Indonesia juga digunakan analisis regresi berganda dengan metode OLS (*Ordinary Least Square*) yang dibantu melalui *software* aplikasi Eviews. Variabel-variabel independen yang diduga dapat mempengaruhi respons produktivitas jagung tersebut meliputi delapan variabel bedakala (lag-1 sampai dengan lag-6) yaitu produktivitas jagung, harga jagung, harga jagung turun, harga benih jagung, harga pupuk urea, harga pupuk TSP, dummy Gema Palagung, dan dummy Bantuan Langsung Pupuk dan Benih, serta dua variabel independen tanpa *lag* yakni luas lahan irigasi dan curah hujan. Kajian respons produktivitas jagung ini dianalisis secara bertahap yakni mulai dari masing-masing tingkat sentra produksi dan selanjutnya secara keseluruhan untuk mendeskripsikan keadaan respons produktivitas jagung di Indonesia.

1. Respons Produktivitas Jagung di Provinsi Lampung

Berdasarkan hasil analisis uji asumsi klasik untuk model respons produktivitas jagung di Provinsi Lampung ini ternyata terjadi multikolinieritas, autokorelasi, dan heteroskedastisitas, namun demikian keadaan tersebut telah dikoreksi dengan menggunakan *Metode Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent (HAC) Covariance Matrix (Bartlett Kernel, Newey-West)* yang selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran 5.1.1 sampai dengan Lampiran 5.1.6. Hasil estimasi dengan metode tersebut terhadap model respons produktivitas jagung yang dimulai dari lag-1 sampai dengan lag-6 ditampilkan pada Tabel 7.6.

Tabel 7.6. Hasil Estimasi Model Respons Produktivitas Jagung di Provinsi Lampung dengan Metode OLS

<i>Independent Variable</i>	<i>Symbol</i>	<i>Expected Sign</i>	<i>Coefficient Lag-1</i>	<i>Coefficient Lag-2</i>	<i>Coefficient Lag-3</i>	<i>Coefficient Lag-4</i>	<i>Coefficient Lag-5</i>	<i>Coefficient Lag-6</i>
Konstanta	C	±	2,5801 ***	2,7713 ***	2,6820 ***	1,2213 ***	3,0341 ***	2,6703 ***
Produktivitas	Y_lag	+	0,2680 *	0,1717 ns	0,1826 *	-0,0057 ns	0,1367 ns	0,2106 **
Harga Jagung	HJG_lag	+	0,0611 *	0,0850 **	0,0947 ***	0,0823 **	0,1254 ***	0,1220 **
Harga Jagung Turun	HJT_lag	+	0,0075 ns	-0,0518 ns	-0,0587 ns	-0,0357 ns	-0,0769 *	-0,0689 **
Harga Benih Jagung	HBJ_lag	-	0,1110 **	0,1377 ***	0,1308 ***	0,0581 ns	0,0368 ns	-0,0110 ns
Harga Pupuk Urea	HPU_lag	-	-0,1702 *	-0,1678 **	-0,0440 ns	0,0031 ns	-0,0384 ns	-0,0447 ns
Harga Pupuk TSP	HPT_lag	-	0,0945 ns	0,0169 ns	-0,0460 ns	0,0532 ns	0,1454 ns	0,2459 ns
Luas Lahan Irigasi	LLI	+	-0,0646 ***	-0,0570 ***	-0,0449 **	0,7091 ***	-0,0587 ***	-0,0316 ns
Curah Hujan	CH	+	0,0232 ***	0,0200 ***	0,0203 **	0,0282 ***	0,0194 *	0,0182 **
Dummy Gema Palagung	DGP_lag	+	0,0067 ns	0,0617 ns	-0,0102 ns	-0,0025 ns	-0,1317 *	-0,1830 *
Dummy Bantuan Langsung Pupuk dan Benih	DBLPB_lag	+	0,0801 *	0,0969 **	0,1256 **	0,0785 ns	0,0926 *	0,0788 ns
<i>R-squared (R²)</i>			0,8836	0,8825	0,8779	0,8845	0,8701	0,8623
<i>Adjusted R-squared (R²)</i>			0,8687	0,8672	0,8612	0,8692	0,8526	0,8435
<i>Akaike Info Criterion (AIC)</i>			-1.2982	-1.3266	-1.3966	-1.3979	-1.3135	-1.2734
<i>Schwarz criterion</i>			-0.9906	-1.0169	-1.0783	-1.0839	-0.9974	-0.9550
<i>F-statistic</i>			59,2087 ***	57,8325 ***	52,4921 ***	57,4624 ***	49,5819 ***	45,7215 ***
<i>Durbin-Watson stat (DW)</i>			2,2344	1,8854	1,8321	2,0310	1,8800	1,8622
***) = signifikan pada level 1% **) = signifikan pada level 5% *) = signifikan pada level 10% ns = tidak signifikan								

Sumber: Analisis Data Sekunder, 2013

Dari Tabel 7.6 dapat diketahui bahwa koefisien determinasi (R^2) dari mulai lag-1 sampai dengan lag-6 menunjukkan nilai yang tidak jauh berbeda, nilai R^2 tertinggi terjadi pada lag-4 yakni sebesar 0,8845 dan terendah pada lag-6 yaitu 0,8623. Hal ini mengindikasikan bahwa ternyata 88,45 persen (lag-4) atau 86,23 persen (lag-6) variasi variabel dependen (respons produktivitas jagung) dapat dijelaskan oleh variasi variabel independen dalam model, sedangkan sisanya 11,55 persen dan 13,77 persen dijelaskan oleh faktor-faktor lain di luar model. Dari hasil analisis ini diperoleh nilai F hitung yang signifikan pada tingkat kesalahan satu persen mulai dari lag-1 sampai lag-6. Hal ini membuktikan bahwa keseluruhan variabel independen (produktivitas jagung, harga jagung, harga jagung turun, harga benih jagung, harga pupuk urea, harga pupuk TSP, dummy Gema Palagung, dummy Bantuan Langsung Pupuk dan Benih, luas lahan irigasi, curah hujan) secara bersama-sama dapat mempengaruhi variabel dependen (respons produktivitas jagung) mulai dari lag-1 sampai lag-6, dengan tingkat pengaruh masing-masing sebesar 88,36 persen, 88,25 persen, 87,79 persen, 88,45 persen, 87,01 persen, dan 86,23 persen, sedangkan masing-masing sisanya yakni 11,64 persen, 11,75 persen, 12,21 persen, 11,55 persen, 12,99 persen, dan 13,77 persen disebabkan oleh pengaruh faktor-faktor lain di luar model tersebut. Selanjutnya untuk mengkaji hasil analisis uji t dari Tabel 7.6 secara rinci diuraikan dalam sub-sub berikut ini.

1. Lag Produktivitas Jagung

Produktivitas jagung merupakan jumlah produksi jagung setiap satu hektar luas panen jagung. Sesuai dengan tanda harapan (*expected sign*), variabel

produktivitas jagung periode sebelumnya memiliki nilai koefisien yang positif dan berpengaruh nyata terhadap produktivitas jagung periode berikutnya pada tingkat kepercayaan 90 persen ($\alpha = 0,10$) yakni pada lag-1 dan lag-3 yang masing-masing memiliki nilai koefisien sebesar 0,268 dan 0,1826, serta berpengaruh nyata juga pada tingkat kepercayaan 95 persen ($\alpha = 0,05$) pada lag-6 dengan nilai koefisien 0,2106. Kenyataan ini menunjukkan bahwa produktivitas jagung pada periode sebelumnya (lag-1, lag-3, lag-6) dapat direspons secara positif oleh variabel produktivitas jagung saat ini. Artinya apabila produktivitas jagung pada periode sebelumnya yaitu lag-1, lag-3, dan lag-6 masing-masing naik sebesar satu persen maka akan dapat meningkatkan produktivitas jagung saat ini masing-masing sebesar 0,268 persen, 0,1826 persen, dan 0,2106 persen (*ceteris paribus*).

Ditinjau dari nilai koefisien tertinggi yang terjadi pada lag-1 (0,268) mengindikasikan bahwa produktivitas jagung pada periode terdekat sebelumnya sangat direspons positif oleh tingkat produktivitas jagung. Dengan demikian, upaya peningkatan produktivitas jagung secara terus menerus di Provinsi Lampung merupakan salah satu faktor penting yang mampu mendukung peningkatan produksi jagung.

2. Lag Harga Jagung

Dalam kajian ini, harga jagung merupakan harga riil jagung pipilan kering di tingkat petani. Harga jagung memiliki nilai koefisien yang positif dan berpengaruh nyata terhadap tingkat produktivitas jagung pada taraf kepercayaan 99 persen ($\alpha = 0,01$) pada lag-3 (0,0947) dan lag-5 (0,1254), selanjutnya yang berpengaruh signifikan pada tingkat kepercayaan 95 persen ($\alpha = 0,05$) berada

pada lag-2 (0,085), lag-4 (0,0823), dan lag-6 (0,122), dan yang berpengaruh nyata pada taraf kepercayaan 90 persen ($\alpha = 0,10$) hanya terjadi pada lag-1 (0,0611). Hal ini menunjukkan bahwa harga jagung dapat direspons secara positif oleh variabel produktivitas jagung. Artinya apabila harga jagung pada lag-1 sampai lag-6 masing-masing naik sebesar satu persen maka akan dapat meningkatkan produktivitas jagung masing-masing sebesar 0,0611 persen, 0,085 persen, 0,0947 persen, 0,0823 persen, 0,1254 persen, dan 0,122 persen.

Respons peningkatan produktivitas jagung yang tertinggi akibat terjadinya kenaikan harga jagung terjadi pada lag-5 (0,1254) dan yang terendah pada lag-1 (0,0611). Fenomena ini mengindikasikan bahwa variabel produktivitas jagung masih lambat dalam merespons kenaikan harga jagung. Kenaikan harga jagung memiliki pengaruh terkecil terhadap peningkatan produktivitas jagung terjadi pada periode terdekat yakni lag-1. Namun demikian, harga jagung merupakan faktor terpenting yang mampu mempengaruhi peningkatan produktivitas jagung sepanjang waktu.

3. Lag Harga Jagung Turun

Harga jagung turun merupakan harga riil jagung yang turun dari harga maksimum periode sebelumnya di tingkat petani. Harga jagung turun memiliki nilai koefisien yang negatif dan berpengaruh nyata terhadap produktivitas jagung pada taraf kepercayaan 95 persen untuk periode lag-6 (-0,0689) dan pada taraf kepercayaan 90 persen untuk periode lag-5 (-0,0769). Artinya apabila terjadi peningkatan harga jagung turun sebesar satu persen, maka produktivitas jagung menurun masing-masing sebesar 0,0689 persen (lag-6) dan 0,0769 persen (lag-5).

Disamping pengaruhnya yang relatif kecil, variabel harga jagung turun juga cukup lambat direspons oleh variabel produktivitas jagung.

4. Lag Harga Benih Jagung

Harga benih jagung merupakan variabel independen yang secara teoritis memiliki tanda harapan (*expected sign*) yang negatif terhadap variabel dependen produktivitas jagung. Namun demikian, pada kenyataan ini terjadi keadaan yang sebaliknya, harga benih jagung memiliki nilai koefisien yang positif dan berpengaruh nyata terhadap produktivitas jagung dengan tingkat kepercayaan 99 persen untuk periode lag-2 (0,1377) dan lag-3 (0,1308), serta pada taraf kepercayaan 95 persen yang terjadi pada lag-1 (0,111). Hal ini berarti bahwa jika terjadi kenaikan harga benih sebesar satu persen, maka produktivitas jagung meningkat masing-masing sebesar 0,111 persen (lag-1), 0,1377 persen (lag-2) dan 0,1308 persen (lag-3).

Dengan demikian, kenaikan harga benih jagung cukup cepat direspons oleh peningkatan produktivitas jagung. Hal ini menunjukkan bahwa kenaikan harga benih jagung bukan merupakan kendala penting bagi petani jagung dalam upaya menaikkan produktivitasnya. Di sisi lain, benih jagung merupakan faktor produksi terpenting dalam usahatani jagung, dan dibutuhkan dalam jumlah yang relatif lebih sedikit sehingga terjadinya kenaikan harga benih jagung tersebut justru direspons positif oleh variabel produktivitas jagung.

5. Lag Harga Pupuk Urea

Harga pupuk urea mempunyai nilai koefisien yang negatif dan berpengaruh nyata terhadap produktivitas jagung pada taraf kepercayaan 95 persen untuk periode lag-2 (-0,1678) dan pada taraf kepercayaan 90 persen untuk periode lag-1 (-0,1702). Artinya apabila terjadi peningkatan harga pupuk urea sebesar satu persen, maka produktivitas jagung menurun masing-masing sebesar 0,1702 persen (lag-1) dan 0,1678 persen (lag-2). Keadaan ini menunjukkan bahwa harga pupuk urea merupakan faktor terpenting dalam produktivitas jagung sehingga cukup cepat diresponsnya. Hal ini juga sangat logis terjadi karena pupuk urea merupakan unsur hara penting yang sangat dibutuhkan bagi pertumbuhan dan perkembangan tanaman jagung. Oleh karena itu, semakin tingginya harga pupuk urea di tingkat petani akan menjadi kendala utama dalam peningkatan produktivitas jagung.

6. Lag Harga Pupuk TSP

Harga pupuk TSP merupakan variabel independen yang secara teoritis memiliki tanda harapan (*expected sign*) yang negatif terhadap variabel dependen produktivitas jagung, yang berarti bahwa semakin tinggi harga pupuk TSP maka akan semakin menurunkan tingkat produktivitas jagung. Namun demikian, dari hasil analisis ini dapat diketahui bahwa variabel harga pupuk TSP tidak berpengaruh signifikan terhadap variabel produktivitas jagung. Hal ini dapat terjadi karena penggunaan pupuk TSP di tingkat petani masih relatif kecil, sehingga terjadinya perubahan harga pupuk tersebut masih kurang direspons.

7. Luas Lahan Irigasi

Luas lahan irigasi merupakan salah satu variabel independen yang secara teoritis memiliki tanda harapan (*expected sign*) yang positif terhadap variabel dependen produktivitas jagung, artinya semakin luas lahan irigasi maka akan semakin tinggi tingkat produktivitas jagung. Tetapi dari hasil penelitian ini tidak sepenuhnya terjadi demikian, luas lahan irigasi memiliki nilai koefisien yang negatif dan berpengaruh nyata terhadap tingkat produktivitas jagung dengan taraf kepercayaan 99 persen pada lag-1 (-0,0646), lag-2 (-0,057), dan lag-5 (-0,0587), serta pada taraf kepercayaan 95 persen di periode lag-3 (-0,0449). Hal ini berarti apabila luas lahan irigasi naik satu persen pada masing-masing periode lag-1, lag-2, lag-3, dan lag-5, maka tingkat produktivitas jagung akan turun masing-masing berturut-turut sebesar 0,0646 persen, 0,057 persen, 0,0449 persen, dan 0,0587 persen. Sebaliknya yang terjadi pada lag-4 adalah nilai koefisien luas lahan irigasi yang positif dan berpengaruh nyata terhadap produktivitas jagung pada taraf kesalahan satu persen yakni 0,7091 yang artinya jika luas lahan irigasi bertambah satu persen maka produktivitas jagung naik sebesar 0,7091 persen.

Fenomena ini mengindikasikan bahwa perluasan lahan irigasi lebih cepat direspons secara negatif oleh tingkat produktivitas jagung, namun sebaliknya dalam periode yang lebih lambat maka perluasan lahan irigasi akan diresponnya secara positif. Kondisi ini dapat terjadi karena jika luas lahan irigasi bertambah maka dalam waktu relatif dekat petani lebih memilih usahatani padi daripada usahatani jagung. Di sisi lain, sebagian besar petani melakukan usahatani jagung di lahan kering sehingga kurang responsif terhadap semakin luasnya lahan irigasi.

Apabila Tabel 6.6 dicermati lebih mendalam maka koefisien luas lahan irigasi yang bernilai negatif memiliki nilai yang jauh lebih kecil dibanding dengan nilai koefisien yang positif. Dengan demikian, pengaruh penambahan luas lahan irigasi terhadap peningkatan produktivitas jagung cenderung lebih kuat.

8. *Curah Hujan*

Hasil estimasi variabel curah hujan memiliki nilai koefisien yang positif dan berpengaruh nyata terhadap tingkat produktivitas jagung dengan taraf kesalahan satu persen yakni terjadi pada lag-1 (0,0232), lag-2 (0,02), dan lag-4 (0,0282), dan berpengaruh nyata pada tingkat kesalahan 5 persen di periode lag-3 (0,0203), serta pada taraf kesalahan 10 persen di periode lag-5 (0,0194). Hal ini bermakna bahwa apabila curah hujan naik satu persen pada lag-1 sampai dengan lag-6 maka tingkat produktivitas jagung akan naik masing-masing secara berturut-turut sebesar 0,0232 persen, 0,02 persen, 0,0203 persen, 0,0282 persen, 0,0194 persen, dan 0,0182 persen.

Keadaan ini mengindikasikan bahwa curah hujan merupakan salah satu faktor penting yang sangat mempengaruhi tingkat produktivitas jagung. Namun demikian, curah hujan merupakan faktor eksternalitas yang tidak dapat dikendalikan (*uncontrollable*) oleh petani.

9. *Gema Palagung*

Gema Palagung (Gerakan Mandiri Padi Kedelai dan Jagung) merupakan salah satu kebijakan nasional pemerintah sebagai upaya peningkatan kembali produksi ketiga komoditas tersebut yang diharapkan pada tahun 2001 mencapai

swasembada jagung. Gema Palagung merupakan variabel dummy yang diharapkan memiliki pengaruh yang positif terhadap tingkat produktivitas jagung. Dari hasil analisis ini, kebijakan Gema Palagung memiliki nilai koefisien yang negatif dan berpengaruh nyata terhadap tingkat produktivitas jagung dengan taraf kepercayaan 90 persen yang terjadi pada lag-5 (-0,1317) dan lag-6 (-0,183). Dengan demikian, kebijakan Gema Palagung tidak dapat memenuhi harapan karena kebijakan tersebut justru berakibat pada terjadinya penurunan tingkat produktivitas jagung.

10. Bantuan Langsung Pupuk dan Benih

Bantuan Langsung Pupuk dan Benih merupakan salah satu kebijakan pemerintah dalam rangka peningkatan produksi jagung secara nasional. Bantuan Langsung Pupuk dan Benih adalah variabel dummy yang diharapkan berpengaruh positif terhadap tingkat produktivitas jagung. Berdasarkan hasil analisis ini, variabel dummy Bantuan Langsung Pupuk dan Benih terbukti berpengaruh positif dan signifikan terhadap tingkat produktivitas jagung dengan taraf kesalahan 5 persen (lag-2 dan lag-3) dan tingkat kesalahan 10 persen (lag-1 dan lag-5).

Hasil estimasi tersebut mengindikasikan bahwa semakin besar Bantuan Langsung Pupuk dan Benih maka akan semakin tinggi pula tingkat produktivitas jagung. Oleh sebab itu, kebijakan pemerintah tersebut diharapkan dapat ditingkatkan dan dilanjutkan agar tingkat produktivitas jagung semakin tinggi.

2. Respons Produktivitas Jagung di Provinsi Jawa Tengah

Untuk model respons produktivitas jagung di Provinsi Jawa Tengah sesuai dengan hasil analisis uji asumsi klasik menunjukkan adanya multikolinieritas, autokorelasi, dan heteroskedastisitas, tetapi gangguan tersebut telah dikoreksi dengan menggunakan *Metode Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent (HAC) Covariance Matrix (Bartlett Kernel, Newey-West)* yang selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran 5.2.1 sampai dengan Lampiran 5.2.6. Hasil estimasi dengan metode tersebut terhadap model respons produktivitas jagung yang dimulai dari lag-1 sampai dengan lag-6 ditampilkan pada Tabel 7.7.

Berdasarkan Tabel 7.7 diketahui bahwa koefisien determinasi (R^2) dari mulai lag-1 sampai dengan lag-6 memperlihatkan nilai yang tidak berbeda jauh, nilai R^2 tertinggi terjadi pada lag-2 yakni sebesar 0,8394 dan terendah pada lag-1 yaitu 0,8029. Hal ini berarti bahwa ternyata 83,94 persen (lag-2) atau 80,29 persen (lag-1) variasi variabel dependen (respons produktivitas jagung) dapat dijelaskan oleh variasi variabel independen dalam model, sedangkan sisanya 16,06 persen dan 19,71 persen dijelaskan oleh faktor-faktor lain di luar model.

Tabel 7.7. Hasil Estimasi Model Respons Produktivitas Jagung di Provinsi Jawa Tengah dengan Metode OLS

<i>Independent Variable</i>	<i>Symbol</i>	<i>Expected Sign</i>	<i>Coefficient Lag-1</i>	<i>Coefficient Lag-2</i>	<i>Coefficient Lag-3</i>	<i>Coefficient Lag-4</i>	<i>Coefficient Lag-5</i>	<i>Coefficient Lag-6</i>
Konstanta	C	±	2,1111 ***	2,8512 ***	3,1374 ***	2,7685 ***	1,9211 ***	1,7787 ***
Produktivitas	Y_lag	+	0,1252 ns	-0,1473 ns	-0,1832 ns	-0,0058 ns	0,2938 ***	0,3231 ***
Harga Jagung	HJG_lag	+	0,1423 ***	0,1954 ***	0,2238 ***	0,1525 ***	0,1176 ***	0,1701 ***
Harga Jagung Turun	HJT_lag	+	-0,0220 ns	-0,0489 ns	-0,1167 **	-0,1265 ***	-0,0975 *	-0,0869 *
Harga Benih Jagung	HBJ_lag	-	0,0605 ***	0,0789 ***	0,0670 ***	0,0839 **	0,0500 ns	0,0148 ns
Harga Pupuk Urea	HPU_lag	-	-0,0880 ns	-0,2227 **	-0,1018 ns	0,1618 ns	0,1341 ns	-0,1217 ns
Harga Pupuk TSP	HPT_lag	-	-0,0123 ns	0,0146 ns	-0,0529 ns	-0,1474 ns	-0,1358 ns	-0,0540 ns
Luas Lahan Irigasi	LLI	+	0,0656 ns	0,0726 **	0,0482 ns	0,0341 ns	0,0286 ns	0,0296 ns
Curah Hujan	CH	+	0,0008 ns	-0,0016 ns	-0,0058 ns	-0,0114 ns	-0,0117 ns	-0,0015 ns
Dummy Gema Palagung	DGP_lag	+	-0,0384 ns	-0,0232 ns	-0,0208 ns	0,0175 ns	0,0411 ns	0,0406 ns
Dummy Bantuan Langsung Pupuk dan Benih	DBLPB_lag	+	0,0504 ns	0,0310 ns	0,0841 ns	0,2081 *	0,1915 **	0,0440 ns
<i>R-squared (R²)</i>			0,8029	0,8394	0,8306	0,8101	0,8194	0,8266
<i>Adjusted R-squared (R²)</i>			0,7776	0,8186	0,8083	0,7848	0,7950	0,8029
<i>Akaike Info Criterion (AIC)</i>			-0,8721	-1,1542	-1,0892	-0,9818	-1,0398	-1,0941
<i>Schwarz criterion</i>			-0,5645	-0,8445	-0,7774	-0,6679	-0,7237	-0,7758
<i>F-statistic</i>			31,7644 ***	40,2482 ***	37,2602 ***	31,9923 ***	33,5801 ***	34,8029 ***
<i>Durbin-Watson stat (DW)</i>			1,9139	1,7281	1,5886	1,5099	1,6635	1,7519
***) = signifikan pada level 1% **) = signifikan pada level 5% *) = signifikan pada level 10% ns = tidak signifikan								

Sumber: Analisis Data Sekunder, 2013

Menurut hasil analisis ini diperoleh nilai F hitung yang signifikan pada tingkat kesalahan satu persen mulai dari lag-1 sampai lag-6. Hal ini membuktikan bahwa keseluruhan variabel independen (produktivitas jagung, harga jagung, harga jagung turun, harga benih jagung, harga pupuk urea, harga pupuk TSP, dummy Gema Palagung, dummy Bantuan Langsung Pupuk dan Benih, luas lahan irigasi, curah hujan) secara bersama-sama dapat mempengaruhi variabel dependen (respons produktivitas jagung) mulai dari lag-1 sampai lag-6, dengan tingkat pengaruh masing-masing sebesar 80,29 persen, 83,94 persen, 83,06 persen, 81,01 persen, 81,94 persen, dan 82,66 persen, sedangkan masing-masing sisanya yakni 19,71 persen, 16,06 persen, 16,94 persen, 18,99 persen, 18,06 persen, dan 17,34 persen disebabkan oleh pengaruh faktor-faktor lain di luar model tersebut. Untuk mengetahui hasil analisis uji t dari Tabel 7.7 secara rinci diuraikan seperti berikut.

1. Lag Produktivitas Jagung

Sesuai dengan tanda harapan (*expected sign*), variabel produktivitas jagung periode sebelumnya memiliki nilai koefisien yang positif dan berpengaruh nyata terhadap produktivitas jagung periode berikutnya pada tingkat kepercayaan 99 persen ($\alpha = 0,01$) yakni pada lag-5 dan lag-6 yang masing-masing memiliki nilai koefisien sebesar 0,2938 dan 0,3231. Hal ini mengindikasikan bahwa produktivitas jagung pada periode sebelumnya (lag-5 dan lag-6) dapat direspons secara positif oleh variabel produktivitas jagung periode berikutnya. Artinya apabila produktivitas jagung pada periode sebelumnya yaitu lag-5 dan lag-6 masing-masing naik sebesar satu persen maka akan dapat meningkatkan

produktivitas jagung periode berikutnya masing-masing sebesar 0,2938 persen dan 0,3231 persen (*ceteris paribus*).

Dilihat dari hasil estimasi nilai koefisien yang ada pada lag-5 dan lag-6 tersebut maka mengindikasikan bahwa produktivitas jagung periode sebelumnya lebih lambat direspons secara positif oleh tingkat produktivitas jagung periode berikutnya. Namun demikian, upaya peningkatan produktivitas jagung secara berkelanjutan di Provinsi Jawa Tengah merupakan salah satu faktor penting yang perlu dicanangkan guna mendukung peningkatan produksi jagung.

2. Lag Harga Jagung

Harga jagung memiliki nilai koefisien yang positif dan berpengaruh nyata terhadap tingkat produktivitas jagung pada taraf kesalahan satu persen ($\alpha = 0,01$) mulai dari periode lag-1 sampai dengan lag-6. Kenyataan ini menunjukkan bahwa harga jagung direspons positif oleh variabel produktivitas jagung secara terus menerus. Artinya apabila harga jagung pada lag-1 sampai lag-6 masing-masing naik sebesar satu persen maka akan dapat meningkatkan produktivitas jagung masing-masing sebesar 0,1423 persen, 0,1954 persen, 0,2238 persen, 0,1525 persen, 0,1176 persen, dan 0,1701 persen.

Respons peningkatan produktivitas jagung yang tertinggi akibat terjadinya kenaikan harga jagung terjadi pada lag-3 (0,2238) dan yang terendah pada lag-5 (0,1176). Fenomena ini mengindikasikan bahwa variabel produktivitas jagung relatif cepat dalam merespons kenaikan harga jagung. Namun demikian, harga jagung merupakan faktor terpenting yang mampu mempengaruhi peningkatan produktivitas jagung sepanjang waktu di Provinsi Jawa Tengah.

3. Lag Harga Jagung Turun

Harga jagung turun memiliki nilai koefisien yang negatif dan berpengaruh nyata terhadap produktivitas jagung pada taraf kepercayaan 99 persen untuk periode lag-4 (-0,1265), juga pada taraf kepercayaan 95 persen untuk periode lag-3 (-0,1167), dan taraf kepercayaan 90 persen pada lag-5 (-0,0975) dan lag-6 (-0,0869). Artinya apabila terjadi peningkatan harga jagung turun sebesar satu persen, maka produktivitas jagung menurun masing-masing sebesar 0,1265 persen (lag-4), 0,1167 persen (lag-3), 0,0976 (lag-5), dan 0,0869 (lag-6).

Nilai koefisien harga turun jagung yang tertinggi dicapai pada periode lag-4 (-0,1265) dan yang terendah pada lag-6 (-0,0869). Hal ini menyiratkan makna bahwa semakin lama terjadinya penurunan tingkat harga jagung maka semakin lambat direspons oleh tingkat produktivitas jagung.

4. Lag Harga Benih Jagung

Harga benih jagung merupakan variabel independen yang secara teoritis memiliki tanda harapan (*expected sign*) yang negatif terhadap variabel dependen produktivitas jagung. Namun demikian, pada kenyataan ini terjadi keadaan yang sebaliknya, harga benih jagung memiliki nilai koefisien yang positif dan berpengaruh nyata terhadap produktivitas jagung dengan tingkat kepercayaan 99 persen untuk periode lag-1 (0,0605), lag-2 (0,0789), dan lag-3 (0,067), serta pada taraf kepercayaan 95 persen yang terjadi pada lag-4 (0,0839). Hal ini berarti bahwa jika terjadi kenaikan harga benih sebesar satu persen, maka produktivitas jagung meningkat masing-masing sebesar 0,0605 persen (lag-1), 0,0789 persen (lag-2), 0,067 persen (lag-3), dan 0,0839 persen (lag-4).

Dengan demikian, kenaikan harga benih jagung lebih cepat direspons oleh peningkatan produktivitas jagung, tetapi semakin lama menjadi semakin kecil responsnya. Hal ini menunjukkan bahwa kenaikan harga benih jagung bukan merupakan kendala penting bagi petani jagung dalam upaya menaikkan produktivitasnya. Di sisi lain, benih jagung merupakan faktor produksi terpenting dalam usahatani jagung, dan dibutuhkan dalam jumlah yang relatif lebih sedikit sehingga terjadinya kenaikan harga benih jagung tersebut justru direspons positif oleh variabel produktivitas jagung.

5. Lag Harga Pupuk Urea

Harga pupuk urea yang memiliki nilai koefisien negatif dan berpengaruh nyata terhadap produktivitas jagung pada taraf kepercayaan 95 persen hanya terjadi di periode lag-2 (-0,2227). Hal ini bermakna bahwa apabila terjadi peningkatan harga pupuk urea sebesar satu persen, maka produktivitas jagung akan menurun sebesar 0,2227 persen. Keadaan ini menunjukkan bahwa harga pupuk urea merupakan faktor terpenting dalam produktivitas jagung sehingga cukup cepat diresponsnya. Hal ini juga sangat logis terjadi karena pupuk urea merupakan unsur hara penting yang sangat dibutuhkan bagi pertumbuhan dan perkembangan tanaman jagung. Oleh karena itu, di Provinsi Jawa Tengah, semakin tingginya harga pupuk urea di tingkat petani dapat menjadi kendala dalam peningkatan produktivitas jagung.

6. Lag Harga Pupuk TSP

Harga pupuk TSP merupakan variabel independen yang secara teoritis memiliki tanda harapan (*expected sign*) yang negatif terhadap variabel dependen produktivitas jagung, yang berarti bahwa semakin tinggi harga pupuk TSP maka akan semakin menurunkan tingkat produktivitas jagung. Namun demikian, dari hasil analisis ini terbukti bahwa variabel harga pupuk TSP tidak berpengaruh signifikan terhadap variabel produktivitas jagung. Hal ini dapat terjadi karena penggunaan pupuk TSP di tingkat petani masih relatif kurang, sehingga terjadinya perubahan harga pupuk tersebut masih kurang direspons.

7. Luas Lahan Irigasi

Luas lahan irigasi merupakan salah satu variabel independen yang secara teoritis memiliki tanda harapan (*expected sign*) yang positif terhadap variabel dependen produktivitas jagung, artinya semakin luas lahan irigasi maka akan semakin tinggi tingkat produktivitas jagung. Dari hasil penelitian ini, luas lahan irigasi yang memiliki nilai koefisien positif dan berpengaruh nyata terhadap tingkat produktivitas jagung dengan taraf kepercayaan 95 persen hanya terjadi pada lag-2 (0,0726). Berarti, jika luas lahan irigasi naik satu persen pada lag tersebut, maka tingkat produktivitas jagung akan naik sebesar 0,0726 persen.

Kenyataan ini mengindikasikan bahwa perluasan lahan irigasi agak cepat direspons secara positif oleh tingkat produktivitas jagung. Kondisi ini dapat terjadi karena jika luas lahan irigasi bertambah maka dalam waktu relatif agak dekat petani berupaya lebih meningkatkan produktivitas jagungnya. Dengan

demikian, penambahan luas lahan irigasi dapat menjadi faktor penunjang yang cukup penting dalam upaya peningkatan produktivitas jagung.

8. Curah Hujan

Curah hujan diharapkan berpengaruh positif terhadap tingkat produktivitas jagung. Hasil estimasi variabel curah hujan memiliki nilai koefisien positif dan negatif, tetapi tidak ada yang berpengaruh signifikan terhadap tingkat produktivitas jagung di Provinsi Jawa Tengah. Keadaan ini mengindikasikan bahwa curah hujan bukan merupakan faktor kendala utama dalam upaya peningkatan produktivitas jagung. Secara rasional hal ini dapat terjadi karena sebagian besar lahan yang digunakan untuk usahatani jagung di wilayah ini sangat didukung oleh irigasi yang berfungsi dengan baik.

9. Gema Palagung

Gema Palagung merupakan variabel dummy yang diharapkan memiliki pengaruh yang positif terhadap tingkat produktivitas jagung. Dari hasil analisis ini, kebijakan Gema Palagung memiliki nilai koefisien positif dan negatif, tetapi terbukti tidak berpengaruh signifikan terhadap tingkat produktivitas jagung. Dengan demikian, kebijakan Gema Palagung tidak dapat memenuhi harapan karena kebijakan tersebut terbukti tidak memberikan pengaruh positif terhadap tingkat produktivitas jagung.

10. Bantuan Langsung Pupuk dan Benih

Bantuan Langsung Pupuk dan Benih adalah variabel dummy yang diharapkan berpengaruh positif terhadap tingkat produktivitas jagung. Berdasarkan hasil analisis ini, variabel dummy Bantuan Langsung Pupuk dan Benih terbukti berpengaruh positif dan signifikan terhadap tingkat produktivitas jagung dengan taraf kesalahan 5 persen (lag-5) dan tingkat kesalahan 10 persen (lag-4). Hasil estimasi tersebut mengindikasikan bahwa semakin besar Bantuan Langsung Pupuk dan Benih maka akan semakin tinggi pula tingkat produktivitas jagung. Oleh sebab itu, kebijakan pemerintah tersebut diharapkan dapat ditingkatkan dan dilanjutkan agar tingkat produktivitas jagung semakin tinggi.

3. Respons Produktivitas Jagung di Provinsi Jawa Timur

Berdasarkan hasil analisis uji asumsi klasik untuk model respons produktivitas jagung di Provinsi Jawa Timur diketahui bahwa terjadi gangguan multikolinieritas, autokorelasi, dan heteroskedastisitas, tetapi masalah tersebut telah dikoreksi dengan menggunakan *Metode Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent (HAC) Covariance Matrix (Bartlett Kernel, Newey-West)* yang selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran 5.3.1 sampai dengan Lampiran 5.3.6. Hasil estimasi dengan metode tersebut terhadap model respons produktivitas jagung dari lag-1 sampai dengan lag-6 ditampilkan pada Tabel 7.8.

Tabel 7.8. Hasil Estimasi Model Respons Produktivitas Jagung di Jawa Timur dengan Metode OLS

<i>Independent Variable</i>	<i>Symbol</i>	<i>Expected Sign</i>	<i>Coefficient Lag-1</i>	<i>Coefficient Lag-2</i>	<i>Coefficient Lag-3</i>	<i>Coefficient Lag-4</i>	<i>Coefficient Lag-5</i>	<i>Coefficient Lag-6</i>
Konstanta	C	±	1,8255 ^{***}	2,4404 ^{***}	1,0749 ^{***}	1,6725 ^{***}	2,0423 ^{***}	1,3958 ^{***}
Produktivitas	Y_lag	+	0,1377 ^{ns}	-0,0821 ^{ns}	0,4980 ^{***}	0,1740 ^{ns}	0,0636 ^{ns}	0,3588 ^{***}
Harga Jagung	HJG_lag	+	0,0717 ^{***}	0,0758 ^{***}	0,0091 ^{ns}	0,0651 ^{**}	0,0743 ^{***}	0,0536 [*]
Harga Jagung Turun	HJT_lag	+	-0,0202 ^{ns}	0,0173 ^{ns}	-0,0169 ^{ns}	-0,0296 ^{ns}	-0,0138 ^{ns}	-0,0308 ^{ns}
Harga Benih Jagung	HBJ_lag	-	0,1829 ^{**}	0,2788 ^{***}	0,1855 ^{***}	0,1771 ^{***}	0,1852 ^{***}	0,1248 ^{**}
Harga Pupuk Urea	HPU_lag	-	-0,1831 ^{**}	-0,1983 ^{ns}	-0,2791 ^{**}	-0,2386 [*]	-0,1928 ^{ns}	-0,2883 [*]
Harga Pupuk TSP	HPT_lag	-	0,1236 [*]	0,0996 ^{ns}	0,1122 ^{ns}	0,1388 ^{ns}	0,1800 ^{ns}	0,1813 ^{ns}
Luas Lahan Irigasi	LLI	+	0,0915 ^{**}	0,0908 ^{***}	0,0434 [*]	0,0995 ^{***}	0,0989 ^{***}	0,0665 ^{**}
Curah Hujan	CH	+	0,0110 ^{ns}	0,0070 ^{ns}	-0,0034 ^{ns}	0,0108 ^{ns}	0,0182 [*]	0,0101 ^{ns}
Dummy Gema Palagung	DGP_lag	+	0,0198 ^{ns}	0,0519 ^{ns}	0,1249 ^{***}	0,0961 ^{**}	0,0833 [*]	0,1216 ^{**}
Dummy Bantuan Langsung Pupuk dan Benih	DBLPB_lag	+	0,0419 ^{ns}	0,0611 ^{ns}	0,0085 ^{ns}	0,0544 ^{ns}	0,0716 ^{ns}	0,0490 ^{ns}
<i>R-squared (R²)</i>			0,8989	0,9024	0,9220	0,8923	0,8883	0,8920
<i>Adjusted R-squared (R²)</i>			0,8860	0,8897	0,9117	0,8779	0,8732	0,8772
<i>Akaike Info Criterion (AIC)</i>			-1.6109	-1.6654	-1.8871	-1.5839	-1.5631	-1.6011
<i>Schwarz criterion</i>			-1.3033	-1.3558	-1.5753	-1.2699	-1.2470	-1.2827
<i>F-statistic</i>			69,3835 ^{***}	71,1669 ^{***}	89,8058 ^{***}	62,1205 ^{***}	58,8397 ^{***}	60,3124 ^{***}
<i>Durbin-Watson stat (DW)</i>			2,2605	1,9457	1,9356	2,1452	-1,4359	1,9624
***) = signifikan pada level 1% **) = signifikan pada level 5% *) = signifikan pada level 10% ns = tidak signifikan								

Sumber: Analisis Data Sekunder, 2013

Model respons produktivitas jagung di Provinsi Jawa Timur yang dianalisis menggunakan regresi linier berganda dengan metode OLS menghasilkan nilai koefisien determinasi (R^2) yang tidak jauh berbeda dari mulai lag-1 sampai dengan lag-6. Nilai koefisien determinasi (R^2) yang tertinggi terdapat pada lag-3 yakni sebesar 0,922 dan terendah pada lag-5 yaitu 0,8883. Artinya bahwa ternyata 92,2 persen (lag-3) atau 88,83 persen (lag-5) variasi variabel dependen (respons produktivitas jagung) dapat dijelaskan oleh variasi variabel independen dalam model, sedangkan sisanya 7,8 persen dan 11,17 persen dijelaskan oleh faktor-faktor lain di luar model.

Menurut hasil analisis ini diperoleh nilai F hitung yang signifikan pada tingkat kesalahan satu persen mulai dari lag-1 sampai lag-6. Hal ini membuktikan bahwa keseluruhan variabel independen (produktivitas jagung, harga jagung, harga jagung turun, harga benih jagung, harga pupuk urea, harga pupuk TSP, dummy Gema Palagung, dummy Bantuan Langsung Pupuk dan Benih, luas lahan irigasi, curah hujan) secara bersama-sama dapat mempengaruhi variabel dependen (respons produktivitas jagung) mulai dari lag-1 sampai lag-6, dengan tingkat pengaruh masing-masing sebesar 89,89 persen, 90,24 persen, 92,2 persen, 89,23 persen, 88,83 persen, dan 89,2 persen, sedangkan masing-masing sisanya yakni 10,11 persen, 9,76 persen, 7,8 persen, 10,77 persen, 11,17 persen, dan 10,8 persen disebabkan oleh pengaruh faktor-faktor lain di luar model tersebut. Untuk mengetahui hasil analisis uji t dari Tabel 7.8 secara rinci diuraikan seperti berikut.

1. Lag Produktivitas Jagung

Di Jawa Timur, produktivitas jagung periode sebelumnya memiliki nilai koefisien yang positif dan berpengaruh nyata terhadap produktivitas jagung periode berikutnya pada tingkat kepercayaan 99 persen yakni pada lag-3 dan lag-6 yang masing-masing memiliki nilai koefisien sebesar 0,498 dan 0,3588. Keadaan ini menunjukkan bahwa produktivitas jagung pada periode sebelumnya (lag-3 dan lag-6) dapat direspons secara positif oleh variabel produktivitas jagung periode berikutnya. Artinya apabila produktivitas jagung pada periode sebelumnya yaitu lag-3 dan lag-6 masing-masing naik sebesar satu persen maka akan dapat meningkatkan produktivitas jagung periode berikutnya masing-masing sebesar 0,498 persen dan 0,3588 persen (*ceteris paribus*).

Dilihat dari hasil estimasi nilai koefisien yang ada pada lag-3 dan lag-6 tersebut maka mengindikasikan bahwa produktivitas jagung periode sebelumnya agak lambat direspons secara positif oleh tingkat produktivitas jagung periode berikutnya. Tetapi, upaya peningkatan produktivitas jagung secara terus menerus di Jawa Timur merupakan salah satu faktor penting yang perlu diperhatikan guna mendukung peningkatan produksi jagung.

2. Lag Harga Jagung

Sejalan dengan tanda harapan yang secara teoritis menyatakan bahwa peningkatan harga jagung berpengaruh terhadap peningkatan produktivitas jagung. Dari hasil estimasi ini diketahui bahwa harga jagung memiliki nilai koefisien yang positif dan berpengaruh nyata terhadap tingkat produktivitas jagung pada taraf kesalahan satu persen ($\alpha = 0,01$) pada lag-1 (0,0717), lag-2

(0,0758), dan lag-3 (0,0743), serta taraf kesalahan 5 persen dan 10 persen di periode lag-4 (0,0651) dan lag-6 (0,0536). Hal ini menunjukkan bahwa harga jagung direspons positif oleh variabel produktivitas jagung hampir secara terus menerus. Artinya apabila harga jagung pada lag-1, lag-2, lag-4, lag-5, dan lag-6 masing-masing naik sebesar satu persen maka akan dapat meningkatkan produktivitas jagung masing-masing sebesar 0,0717 persen, 0,0758 persen, 0,0651 persen, 0,0743 persen, dan 0,0536 persen.

Respons peningkatan produktivitas jagung yang tertinggi akibat terjadinya kenaikan harga jagung terjadi pada lag-2 (0,0758) dan yang terendah pada lag-6 (0,0536). Kondisi ini mengindikasikan bahwa variabel produktivitas jagung relatif cepat dalam merespons kenaikan harga jagung. Dengan demikian, harga jagung merupakan faktor terpenting yang mampu mempengaruhi peningkatan produktivitas jagung hampir sepanjang waktu.

3. Lag Harga Jagung Turun

Menurut hasil estimasi ini, variabel harga jagung turun memiliki nilai koefisien yang sejalan dengan *expected sign* yaitu negatif, namun nilai tersebut tidak berpengaruh signifikan terhadap tingkat produktivitas jagung di Jawa Timur. Hal ini mengindikasikan bahwa terjadinya penurunan tingkat harga jagung kurang direspons oleh variabel tingkat produktivitas jagung. Kemungkinan ini dapat terjadi karena penurunan tingkat harga jagung masih memberikan keuntungan bagi petani meskipun relatif lebih kecil.

4. Lag Harga Benih Jagung

Harga benih jagung merupakan variabel independen yang secara teoritis memiliki tanda harapan (*expected sign*) yang negatif terhadap variabel dependen tingkat produktivitas jagung. Pada kenyataan ini terjadi keadaan yang sebaliknya, harga benih jagung memiliki nilai koefisien yang positif dan berpengaruh nyata terhadap produktivitas jagung dengan tingkat kepercayaan 99 persen untuk periode lag-2 (0,2788), lag-3 (0,1855), lag-4 (0,1771), dan lag-5 (0,1852), serta pada taraf kepercayaan 95 persen yang terjadi pada lag-1 (0,1829) dan lag-6 (0,1248). Hal ini berarti bahwa jika terjadi kenaikan harga benih sebesar satu persen dari periode lag-1 sampai lag-6, maka produktivitas jagung meningkat masing-masing secara berurutan sebesar 0,1829 persen, 0,2788 persen, 0,1855 persen, 0,1771 persen, 0,1852 persen, dan 0,1248 persen.

Dengan demikian, kenaikan harga benih jagung secara terus menerus direspons oleh peningkatan produktivitas jagung, tetapi semakin lama lebih cenderung menjadi semakin kecil responsnya. Hal ini menunjukkan bahwa kenaikan harga benih jagung bukan merupakan kendala penting bagi petani jagung dalam upaya menaikkan produktivitasnya. Di sisi lain, benih jagung merupakan faktor produksi terpenting dalam usahatani jagung, dan dibutuhkan dalam jumlah yang relatif lebih sedikit sehingga terjadinya kenaikan harga benih jagung tersebut justru direspons positif oleh variabel produktivitas jagung.

5. Lag Harga Pupuk Urea

Harga pupuk urea memiliki nilai koefisien negatif dan berpengaruh nyata terhadap tingkat produktivitas jagung pada taraf kepercayaan 95 persen yang

terjadi di periode lag-1 (-0,1831) dan lag-3 (-0,2791), serta pada taraf kepercayaan 90 persen untuk periode lag-4 (-0,2386) dan lag-6 (-0,2883). Hal ini berarti apabila terjadi peningkatan harga pupuk urea sebesar satu persen, maka produktivitas jagung akan menurun sebesar 0,1831 persen (lag-1), 0,2791 persen (lag-3), 0,2386 persen (lag-4), dan 0,2883 persen (lag-6). Hal ini menunjukkan bahwa harga pupuk urea merupakan faktor terpenting dalam produktivitas jagung sehingga cukup cepat diresponsnya. Hal ini juga sangat logis terjadi karena pupuk urea merupakan unsur hara penting yang sangat dibutuhkan bagi pertumbuhan dan perkembangan tanaman jagung. Oleh karena itu, semakin tingginya harga pupuk urea di tingkat petani dapat menjadi kendala dalam peningkatan produktivitas jagung.

6. Lag Harga Pupuk TSP

Harga pupuk TSP merupakan variabel independen yang secara teoritis memiliki tanda harapan (*expected sign*) yang negatif terhadap variabel dependen produktivitas jagung, yang berarti bahwa semakin tinggi harga pupuk TSP maka akan semakin menurunkan tingkat produktivitas jagung. Namun demikian, dari hasil analisis ini terlihat bahwa semua nilai koefisien terbukti bernilai positif, dan yang secara signifikan berpengaruh nyata hanya pada lag-1 (0,1236) dengan taraf kepercayaan 90 persen. Kondisi ini mengindikasikan bahwa kenaikan harga pupuk TSP relatif cepat direspons oleh tingkat produktivitas jagung, tetapi dalam periode selanjutnya kenaikan harga pupuk TSP tersebut tidak secara nyata diresponsnya. Hal ini dapat terjadi karena penggunaan pupuk TSP di tingkat

petani masih relatif sedikit, sehingga terjadinya perubahan harga pupuk tersebut masih kurang direspons.

7. Luas Lahan Irigasi

Luas lahan irigasi merupakan salah satu variabel independen yang secara teoritis memiliki tanda harapan (*expected sign*) yang positif terhadap variabel dependen produktivitas jagung, artinya semakin luas lahan irigasi maka akan semakin tinggi tingkat produktivitas jagung. Dari hasil penelitian ini, luas lahan irigasi memiliki nilai koefisien yang positif dan berpengaruh nyata terhadap tingkat produktivitas jagung dengan taraf kepercayaan 99 persen yang terjadi pada lag-2 (0,0908), lag-4 (0,0995), dan lag-5 (0,0989), dan taraf kepercayaan 95 persen pada lag-1 (0,0915) dan lag-6 (0,0665), sedangkan pada lag-3 (0,0434) memiliki tingkat kepercayaan 90 persen (Tabel 6.8). Hal ini berarti apabila luas lahan irigasi naik satu persen pada masing-masing periode lag-1 sampai dengan lag-6, maka tingkat produktivitas jagung masing-masing akan naik secara berturut-turut sebesar 0,0915 persen, 0,0908 persen, 0,0434 persen, 0,0995 persen, 0,089 persen, dan 0,0665 persen.

Fenomena ini mengindikasikan bahwa perluasan lahan irigasi secara positif lebih cepat direspons dengan terus menerus oleh tingkat produktivitas jagung. Kondisi ini dapat terjadi karena jika luas lahan irigasi bertambah maka dalam waktu relatif agak dekat petani berupaya lebih meningkatkan produktivitas jagungnya. Disamping itu, penggunaan lahan sawah untuk usahatani jagung di Jawa Timur cukup besar. Dengan demikian, penambahan luas lahan irigasi

menjadi faktor penunjang yang penting dalam upaya peningkatan produktivitas jagung di Jawa Timur.

8. Curah Hujan

Curah hujan diharapkan berpengaruh positif terhadap tingkat produktivitas jagung. Hasil estimasi variabel curah hujan memiliki nilai koefisien positif dan negatif, namun hanya ada satu periode yang berpengaruh signifikan terhadap tingkat produktivitas jagung yakni pada lag-5 (0,0182) dengan memiliki tingkat kepercayaan 90 persen. Artinya apabila terjadi kenaikan curah hujan sebesar satu satuan, maka tingkat produktivitas jagung akan naik sebesar 0,0182 persen. Keadaan ini mengindikasikan bahwa curah hujan bukan merupakan faktor kendala utama dalam upaya peningkatan produktivitas jagung di Jawa Timur. Hal ini cukup rasional bisa terjadi karena sebagian besar lahan yang digunakan untuk usahatani jagung di wilayah ini sangat didukung oleh irigasi yang berfungsi dengan baik.

9. Gema Palagung

Gema Palagung merupakan variabel dummy yang diharapkan memiliki pengaruh yang positif terhadap tingkat produktivitas jagung. Sejalan dengan harapan teoritis tersebut, hasil estimasi ini menunjukkan bahwa kebijakan Gema Palagung memiliki nilai koefisien positif dan terbukti berpengaruh signifikan terhadap tingkat produktivitas jagung dengan taraf kepercayaan 99 persen untuk periode lag-3 (0,1249), taraf kepercayaan 95 persen untuk lag-4 (0,0961) dan lag-6 (0,1216), serta taraf kepercayaan 90 persen untuk lag-5 (0,0833). Hal ini

menunjukkan bahwa di Provinsi Jawa Timur program kebijakan Gema Palagung memberikan pengaruh yang positif terhadap peningkatan produktivitas jagung.

Gejala ini sejalan dengan kenyataan bahwa selama ini Provinsi Jawa Timur merupakan produsen jagung terbesar di Indonesia. Dengan demikian, kebijakan Gema Palagung di Jawa Timur cukup mampu memenuhi harapan karena kebijakan tersebut terbukti dapat memberikan pengaruh positif terhadap tingkat produktivitas jagung.

10. Bantuan Langsung Pupuk dan Benih

Kebijakan pemerintah yang berupa Bantuan Langsung Pupuk dan Benih adalah variabel dummy yang diharapkan berpengaruh positif terhadap tingkat produktivitas jagung. Berdasarkan hasil analisis ini, variabel dummy Bantuan Langsung Pupuk dan Benih memiliki nilai koefisien yang positif, tetapi terbukti tidak berpengaruh signifikan terhadap tingkat produktivitas jagung di Jawa Timur. Hasil ini mengindikasikan bahwa kebijakan Bantuan Langsung Pupuk dan Benih di Jawa Timur masih relatif terbatas karena jumlah petani jagung di wilayah ini yang relatif paling banyak. Oleh sebab itu, kebijakan pemerintah tersebut diharapkan dapat ditingkatkan dan dilanjutkan agar di masa mendatang lebih mampu mempengaruhi peningkatan produktivitas jagung di Jawa Timur.

4. Respons Produktivitas Jagung di Provinsi Sulawesi Selatan

Menurut hasil analisis uji asumsi klasik untuk model respons produktivitas jagung di Provinsi Sulawesi Selatan diketahui terdapat gangguan multikolinieritas, autokorelasi, dan heteroskedastisitas, namun masalah tersebut telah dikoreksi dengan menggunakan *Metode Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent (HAC) Covariance Matrix (Bartlett Kernel, Newey-West)* yang selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran 5.4.1 sampai dengan Lampiran 5.4.6. Hasil estimasi dengan metode tersebut terhadap model respons produktivitas jagung yang dimulai dari lag-1 sampai dengan lag-6 ditampilkan pada Tabel 7.9.

Untuk wilayah sentra produksi jagung di Provinsi Sulawesi Selatan, model respons produktivitas jagung yang dianalisis menggunakan regresi linier berganda dengan metode OLS menghasilkan nilai koefisien determinasi (R^2) yang tidak jauh berbeda dari mulai lag-1 sampai dengan lag-6. Nilai koefisien determinasi (R^2) yang tertinggi terdapat pada lag-6 yakni sebesar 0,8231 dan terendah pada lag-5 yaitu 0,7986. Artinya bahwa ternyata 82,31 persen (lag-6) atau 79,86 persen (lag-5) variasi variabel dependen (respons produktivitas jagung) dapat dijelaskan oleh variasi variabel independen dalam model, sedangkan sisanya 17,69 persen dan 20,14 persen dijelaskan oleh faktor-faktor lain di luar model.

Tabel 7.9. Hasil Estimasi Model Respons Produktivitas Jagung di Sulawesi Selatan dengan Metode OLS

<i>Independent Variable</i>	<i>Symbol</i>	<i>Expected Sign</i>	<i>Coefficient Lag-1</i>	<i>Coefficient Lag-2</i>	<i>Coefficient Lag-3</i>	<i>Coefficient Lag-4</i>	<i>Coefficient Lag-5</i>	<i>Coefficient Lag-6</i>
Konstanta	C	±	2,8622 ^{***}	2,9589 ^{***}	2,9482 ^{***}	2,4074 ^{***}	2,8807 ^{***}	2,4939 ^{***}
Produktivitas	Y_lag	+	0,0280 ^{ns}	-0,0127 ^{ns}	-0,0123 ^{ns}	0,2191 ^{**}	0,0298 ^{ns}	0,1575 ^{ns}
Harga Jagung	HJG_lag	+	0,1219 ^{**}	0,1263 ^{**}	0,2072 ^{***}	0,2108 ^{***}	0,2552 ^{***}	0,2211 ^{***}
Harga Jagung Turun	HJT_lag	+	-0,0227 ^{ns}	-0,1083 ^{ns}	-0,0896 ^{ns}	-0,0905 ^{ns}	-0,1329 ^{ns}	-0,1234 [*]
Harga Benih Jagung	HBJ_lag	-	0,1593 [*]	0,1443 [*]	0,0456 ^{ns}	-0,0413 ^{ns}	-0,0028 ^{ns}	-0,0437 ^{ns}
Harga Pupuk Urea	HPU_lag	-	-0,1796 ^{ns}	-0,1720 ^{ns}	-0,1370 ^{ns}	-0,0758 ^{ns}	-0,0136 ^{ns}	-0,0017 ^{ns}
Harga Pupuk TSP	HPT_lag	-	0,2106 ^{ns}	0,2560 [*]	0,2747 [*]	0,2744 [*]	0,2106 ^{ns}	0,2782 [*]
Luas Lahan Irigasi	LLI	+	-0,0290 ^{ns}	-0,0256 ^{ns}	-0,0232 ^{ns}	-0,0312 ^{ns}	-0,0305 ^{ns}	-0,0184 ^{ns}
Curah Hujan	CH	+	-0,0067 ^{ns}	-0,0144 ^{ns}	0,0036 ^{ns}	0,0141 ^{ns}	0,0008 ^{ns}	0,0071 ^{ns}
Dummy Gema Palagung	DGP_lag	+	-0,0153 ^{ns}	0,0074 ^{ns}	-0,0318 ^{ns}	-0,0504 ^{ns}	-0,0284 ^{ns}	-0,0285 ^{ns}
Dummy Bantuan Langsung Pupuk dan Benih	DBLPB_lag	+	0,1361 [*]	0,1834 ^{**}	0,2028 ^{**}	0,1969 ^{**}	0,2126 ^{**}	0,2463 ^{**}
<i>R-squared (R²)</i>			0,8143	0,8002	0,8068	0,8147	0,7986	0,8231
<i>Adjusted R-squared (R²)</i>			0,7905	0,7742	0,7813	0,7900	0,7714	0,7989
<i>Akaike Info Criterion (AIC)</i>			-0.2594	-0.2017	-0.2208	-0.2560	-0.1754	-0.3843
<i>Schwarz criterion</i>			0.0482	0.1080	0.0910	0.0579	0.1407	-0.0660
<i>F-statistic</i>			34,2124 ^{***}	30,8380 ^{***}	31,7273 ^{***}	32,9760 ^{***}	29,3445 ^{***}	33,9711 ^{***}
<i>Durbin-Watson stat (DW)</i>			1,9458	1,7012	1,7103	1,6880	1,6165	1,6996
***) = signifikan pada level 1% **) = signifikan pada level 5% *) = signifikan pada level 10% ns = tidak signifikan								

Sumber: Analisis Data Sekunder, 2013

Menurut hasil analisis ini diperoleh nilai F hitung yang signifikan pada tingkat kesalahan satu persen mulai dari lag-1 sampai lag-6. Hal ini membuktikan bahwa keseluruhan variabel independen (produktivitas jagung, harga jagung, harga jagung turun, harga benih jagung, harga pupuk urea, harga pupuk TSP, dummy Gema Palagung, dummy Bantuan Langsung Pupuk dan Benih, luas lahan irigasi, curah hujan) secara bersama-sama dapat mempengaruhi variabel dependen (respons produktivitas jagung) mulai dari lag-1 sampai lag-6, dengan tingkat pengaruh masing-masing sebesar 81,43 persen, 80,02 persen, 80,68 persen, 81,47 persen, 79,86 persen, dan 82,31 persen, sedangkan masing-masing sisanya yakni 18,57 persen, 19,98 persen, 19,32 persen, 18,53 persen, 20,14 persen, dan 17,69 persen disebabkan oleh pengaruh faktor-faktor lain di luar model tersebut. Untuk mengetahui hasil analisis uji t dari Tabel 7.9 diuraikan pada bagian berikut ini.

1. Lag Produktivitas Jagung

Varibel produktivitas jagung periode sebelumnya yang memiliki nilai koefisien positif dan terbukti berpengaruh nyata terhadap tingkat produktivitas jagung periode berikutnya hanya terjadi pada lag-4 dengan tingkat kepercayaan 95 persen yang memiliki nilai koefisien sebesar 0,2191. Hal ini menunjukkan bahwa produktivitas jagung pada periode sebelumnya (lag-4) dapat direspons secara positif oleh variabel produktivitas jagung periode berikutnya. Artinya apabila produktivitas jagung pada periode sebelumnya yaitu lag-4 naik sebesar satu persen maka akan dapat meningkatkan produktivitas jagung periode berikutnya sebesar 0,2191 persen (*ceteris paribus*).

Dilihat dari hasil estimasi nilai koefisien yang ada pada lag-4 tersebut maka mengindikasikan bahwa produktivitas jagung periode sebelumnya agak lambat direspons secara positif oleh tingkat produktivitas jagung periode berikutnya. Tetapi, upaya peningkatan produktivitas jagung secara terus menerus di Sulawesi Selatan merupakan salah satu faktor penting yang perlu diperhatikan guna mendukung peningkatan produksi jagung secara nasional.

2. Lag Harga Jagung

Dari hasil analisis ini diketahui bahwa harga jagung memiliki nilai koefisien yang positif dan terbukti berpengaruh nyata terhadap tingkat produktivitas jagung pada taraf kesalahan satu persen ($\alpha = 0,01$) pada periode lag-3 (0,2072), lag-4 (0,2108), lag-5 (0,2552), dan lag-6 (0,2211), serta taraf kesalahan 5 persen di periode lag-1 (0,1219) dan lag-2 (0,1263). Hal ini menunjukkan bahwa harga jagung secara terus menerus direspons positif dan relatif cepat oleh variabel produktivitas jagung. Artinya jika harga jagung pada lag-1 sampai dengan lag-6 masing-masing naik sebesar satu persen maka akan dapat meningkatkan produktivitas jagung masing-masing sebesar 0,1219 persen, 0,1263 persen, 0,2072 persen, 0,2108 persen, 0,2552 persen, dan 0,2211 persen.

Respons peningkatan produktivitas jagung yang tertinggi akibat terjadinya kenaikan harga jagung terjadi pada lag-5 (0,2552) dan yang terendah pada lag-1 (0,1219). Kondisi ini mengindikasikan bahwa variabel produktivitas jagung lebih cepat dalam merespons kenaikan harga jagung dan semakin lama pengaruhnya relatif semakin besar. Dengan demikian, di Sulawesi Selatan harga jagung

merupakan faktor terpenting yang mampu mempengaruhi peningkatan produktivitas jagung sepanjang waktu.

3. Lag Harga Jagung Turun

Menurut hasil estimasi ini, variabel harga jagung turun memiliki nilai koefisien yang sejalan dengan *expected sign* yaitu negatif, namun nilai tersebut hanya terbukti berpengaruh signifikan terhadap tingkat produktivitas jagung pada lag-6 (-0,1234) dengan tingkat kepercayaan 90 persen. Artinya apabila variabel harga jagung turun meningkat 10 persen maka tingkat produktivitas jagung akan menurun sebesar 1,234 persen. Hal ini mengindikasikan bahwa terjadinya penurunan tingkat harga jagung sangat lambat direspons oleh variabel tingkat produktivitas jagung. Kemungkinan ini dapat terjadi karena penurunan tingkat harga jagung masih memberikan keuntungan bagi petani di Sulawesi Selatan meskipun relatif lebih kecil.

4. Lag Harga Benih Jagung

Harga benih jagung merupakan variabel independen yang secara teoritis memiliki tanda harapan (*expected sign*) yang negatif terhadap variabel dependen tingkat produktivitas jagung. Berdasarkan hasil analisis ini, dalam periode yang relatif lebih cepat variabel harga benih jagung direspons secara positif, namun semakin lama semakin direspons negatif oleh variabel tingkat produktivitas jagung. Harga benih jagung yang memiliki nilai koefisien positif dan terbukti berpengaruh nyata terhadap produktivitas jagung dengan tingkat kepercayaan 90 persen terjadi pada lag-1 (0,1593) dan lag-2 (0,1443). Hal ini berarti jika terjadi

kenaikan harga benih sebesar 10 persen pada lag-1 dan lag-2, maka produktivitas jagung meningkat masing-masing sebesar 1,593 persen dan 1,443 persen.

Dengan demikian, di Sulawesi Selatan kenaikan harga benih jagung secara cepat hanya direspons oleh peningkatan produktivitas jagung dalam periode yang lebih dekat, dan semakin lama semakin tidak diresponsnya. Hal ini menunjukkan bahwa kenaikan harga benih jagung pada awalnya menjadi kendala bagi petani jagung dalam upaya menaikkan produktivitasnya tetapi semakin lama petani semakin mampu menyesuaikan keadaan tersebut. Di sisi lain, benih jagung merupakan faktor produksi terpenting dalam usahatani jagung, dan dibutuhkan dalam jumlah yang relatif lebih sedikit sehingga terjadinya kenaikan harga benih jagung tersebut justru direspons positif oleh variabel produktivitas jagung.

5. Lag Harga Pupuk Urea

Sejalan dengan *expected sign*, variabel harga pupuk urea memiliki nilai koefisien yang negatif, tetapi terbukti tidak berpengaruh signifikan terhadap tingkat produktivitas jagung. Fenomena ini mengindikasikan bahwa peningkatan harga pupuk urea ternyata tidak berpengaruh terhadap penurunan tingkat produktivitas jagung di Sulawesi Selatan. Kenyataan ini masih rasional karena di beberapa wilayah di Sulawesi Selatan yang masih memiliki lahan kering berhumus tinggi penggunaan pupuk urea relatif terbatas, disamping karena kendala transportasi dan distribusi yang masih kurang baik.

6. Lag Harga Pupuk TSP

Harga pupuk TSP merupakan variabel independen yang secara teoritis memiliki tanda harapan (*expected sign*) yang negatif terhadap variabel dependen produktivitas jagung, yang berarti bahwa semakin tinggi harga pupuk TSP maka akan semakin menurunkan tingkat produktivitas jagung. Namun demikian, dari hasil analisis ini terlihat bahwa semua nilai koefisien harga pupuk TSP bernilai positif, dan terbukti berpengaruh nyata terhadap tingkat produktivitas jagung pada lag-2 (0,256), lag-3 (0,2747), lag-4 (0,2744), dan lag-6 (0,2782) dengan taraf kepercayaan 90 persen. Artinya apabila harga pupuk TSP naik satu persen maka tingkat produktivitas jagung juga naik sebesar 0,256 persen, 0,2747 persen, 0,2744 persen, dan 0,2782 persen.

Kondisi ini mengindikasikan bahwa kenaikan harga pupuk TSP relatif agak cepat direspons secara hampir terus menerus oleh tingkat produktivitas jagung. Hal ini terjadi karena penggunaan pupuk TSP di tingkat petani meskipun masih relatif sedikit tetapi telah mampu meningkatkan produktivitas jagung, sehingga adanya peningkatan harga pupuk tersebut tidak direspons secara negatif.

7. Luas Lahan Irigasi

Luas lahan irigasi merupakan salah satu variabel independen yang secara teoritis memiliki tanda harapan (*expected sign*) yang positif terhadap variabel dependen produktivitas jagung, artinya semakin luas lahan irigasi maka akan semakin tinggi tingkat produktivitas jagung. Dari hasil penelitian ini, luas lahan irigasi justru memiliki nilai koefisien yang negatif, meskipun terbukti tidak berpengaruh nyata terhadap tingkat produktivitas jagung di Sulawesi Selatan.

Kejadian ini mengindikasikan bahwa luas lahan irigasi di wilayah Provinsi Sulawesi Selatan cenderung tidak mengalami perubahan, dan jika ada perluasan lahan irigasi petani lebih cenderung memilih usahatani padi. Di sisi lain, sebagian besar usahatani jagung masih dilakukan di lahan kering, sehingga respons terhadap variabel lahan irigasi tidak terbukti.

8. Curah Hujan

Curah hujan diharapkan berpengaruh positif terhadap tingkat produktivitas jagung, artinya semakin tinggi curah hujan akan semakin tinggi pula tingkat produktivitas jagung. Hasil estimasi variabel curah hujan memiliki nilai koefisien positif dan negatif, namun terbukti tidak ada yang berpengaruh signifikan terhadap tingkat produktivitas jagung. Artinya apabila terjadi kenaikan curah hujan maka tidak akan mempengaruhi tingkat produktivitas jagung.

9. Gema Palagung

Kebijakan Gema Palagung merupakan variabel dummy yang diharapkan memiliki pengaruh yang positif terhadap tingkat produktivitas jagung. Dari hasil analisis ini, kebijakan Gema Palagung memiliki nilai koefisien yang positif dan negatif, tetapi terbukti tidak berpengaruh nyata terhadap tingkat produktivitas jagung di wilayah Sulawesi Selatan. Dengan demikian, kebijakan Gema Palagung tidak dapat mencapai tujuannya karena kebijakan tersebut tidak dapat mempengaruhi peningkatan produktivitas jagung.

10. Bantuan Langsung Pupuk dan Benih

Kebijakan Bantuan Langsung Pupuk dan Benih merupakan variabel dummy yang diharapkan berpengaruh positif terhadap tingkat produktivitas jagung. Berdasarkan hasil analisis ini, variabel dummy Bantuan Langsung Pupuk dan Benih terbukti berpengaruh positif dan signifikan terhadap tingkat produktivitas jagung dengan taraf kesalahan 5 persen pada lag-2 (0,1834), lag-3 (0,2028), lag-4 (0,1969), lag-5 (0,2126), dan lag-6 (0,2463), dan tingkat kesalahan 10 persen di lag-1 dengan koefisien sebesar 0,1361 (Tabel 7.9).

Hasil estimasi tersebut mengindikasikan bahwa semakin besar Bantuan Langsung Pupuk dan Benih maka akan semakin tinggi pula tingkat produktivitas jagung, dan semakin lama respons produktivitas jagung semakin besar akibat kebijakan tersebut. Oleh sebab itu, kebijakan pemerintah tersebut diharapkan terus berkesinambungan agar tingkat produktivitas jagung semakin tinggi.

5. Respons Produktivitas Jagung di Sentra Produksi Utama Indonesia

Berdasarkan hasil analisis uji asumsi klasik untuk model respons produktivitas jagung di sentra produksi utama Indonesia diketahui bahwa terdapat gangguan multikolinieritas, autokorelasi, dan heteroskedastisitas. Walaupun demikian, masalah tersebut telah dikoreksi dengan metode *Pooled Estimation GLS (Generalized Least Squares)* pada timbangan *Cross-Section Weights* yang kemudian diperbaiki dengan statistik *White Period standard errors and covariance* pada tingkat interaksi yang telah konvergen. Selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran 5.5.1 sampai dengan Lampiran 5.5.6. Hasil estimasi dengan

metode tersebut pada model respons produktivitas jagung yang dimulai dari model lag-1 sampai dengan model lag-6 ditampilkan pada Tabel 7.10.

Model respons produktivitas jagung di sentra produksi utama jagung Indonesia yang telah diestimasi dalam regresi data panel dengan metode GLS menghasilkan nilai koefisien determinasi (R^2) yang tidak jauh berbeda dari lag-1 sampai dengan lag-6. Koefisien determinasi yang tertinggi terdapat pada lag-3 sebesar 0,9822, kemudian disusul pada lag-6 sebesar 0,9728. Artinya bahwa ternyata 98,22 persen (lag-3) dan 97,28 persen (lag-6) variasi produktivitas jagung dapat dijelaskan oleh variasi variabel independen dalam model, sedangkan sisanya 1,78 persen dan 2,72 persen dijelaskan oleh faktor-faktor lain di luar model.

Menurut hasil analisis ini diperoleh nilai F hitung yang signifikan pada tingkat kesalahan satu persen mulai dari lag-1 sampai lag-6. Hal ini membuktikan bahwa keseluruhan variabel independen yaitu lag produktivitas jagung, faktor lag harga (jagung, benih jagung, pupuk urea, pupuk TSP), dummy kebijakan (Gema Palagung dan Bantuan Langsung Pupuk-Benih), luas lahan irigasi, curah hujan, dan dummy daerah sentra produksi; secara bersama-sama dapat mempengaruhi respons produktivitas jagung mulai dari lag-1 sampai lag-6, dengan tingkat pengaruh masing-masing sebesar 97,1 persen; 97,21 persen; 98,22 persen; 97,2 persen; 97,25 persen; dan 97,28 persen. Kondisi ini menjadi solid berdasarkan statistik *Durbin-Watson* (DW) bahwa semua model lag berada dalam range 1,5 sampai 2,5 yang dinyatakan tidak terjadi autokorelasi. Untuk mengetahui hasil analisis uji t dari Tabel 7.10 secara rinci diuraikan seperti berikut.

Tabel 7.10. Hasil Estimasi Regresi Data Panel Metode GLS dalam Model *Common Effect* dengan Teknik *Cross-section Dummy Variable* pada Persamaan Respons Produktivitas Jagung di Sentra Produksi Utama Indonesia

<i>Independent Variable</i>	<i>Symbol</i>	<i>Expected Sign</i>	<i>Coefficient Lag-1</i>	<i>Coefficient Lag-2</i>	<i>Coefficient Lag-3</i>	<i>Coefficient Lag-4</i>	<i>Coefficient Lag-5</i>	<i>Coefficient Lag-6</i>
Produktivitas	Y_lag	+	0,1836 ***	0,0906 *	0,2617 **	0,1459 ***	0,2040 ***	0,3515 ***
Harga Jagung	HJG_lag	+	0,1038 ***	0,1187 ***	0,0983 ***	0,1224 ***	0,1221 ***	0,1127 ***
Harga Jagung Turun	HJT_lag	+	-0,0401 ns	-0,0552 ***	-0,0506 ***	-0,0684 ***	-0,0698 ***	-0,0604 ***
Harga Benih Jagung	HBJ_lag	-	0,1052 ***	0,1214 ***	0,1022 ***	0,0994 ***	0,0791 ***	0,0475 **
Harga Pupuk Urea	HPU_lag	-	-0,1206 *	-0,1577 ***	-0,1360 ***	-0,0530 ns	-0,0257 ns	-0,1132 ns
Harga Pupuk TSP	HPT_lag	-	0,1165 **	0,0975 ***	0,0672 ***	0,0524 ns	0,0402 ns	0,0743 *
Luas Lahan Irigasi	LLI	+	-0,0015 ns	0,0012 ns	0,0101 ns	0,0002 ns	-0,0012 ns	0,0097 ns
Curah Hujan	CH	+	0,0068 ns	0,0042 ns	0,0055 ns	0,0063 ns	0,0037 ns	0,0086 ns
Dummy Gema Palagung	DGP_lag	+	-0,0214 ns	0,0047 ns	0,0282 ns	0,0235 ns	0,0265 ns	0,0370 ns
Dummy BL Pupuk & Benih	DBLPB_lag	+	0,0700 **	0,0786 ***	0,0651 ***	0,0977 ***	0,1035 ***	0,0630 ***
Dummy Lampung	D_L	+	2,3075 ***	2,5469 ***	2,0082 ***	2,4411 ***	2,3104 ***	1,8280 ***
Dummy Jawa Tengah	D_G	+	2,4089 ***	2,6627 ***	2,0961 ***	2,5355 ***	2,3892 ***	1,8755 ***
Dummy Jawa Timur	D_M	+	2,4089 ***	2,6503 ***	2,0867 ***	2,5225 ***	2,3735 ***	1,8640 ***
Dummy Sulawesi Selatan	D_S	+	2,2768 ***	2,5128 ***	1,9690 ***	2,3864 ***	2,2506 ***	1,7720 ***
<i>R-squared (R²)</i>			0,9710	0,9721	0,9822	0,9720	0,9725	0,9728
<i>Adjusted R-squared (R²)</i>			0,9699	0,9710	0,9815	0,9709	0,9714	0,9717
<i>Akaike Info Criterion (AIC)</i>			-1,0078	-1,0223	-1,0770	-1,0006	-0,9801	-1,0835
<i>Schwarz criterion</i>			-0,8555	-0,8686	-0,9221	-0,8443	-0,8224	-0,9244
<i>F-statistic</i>			879,5578 ***	905,2730 ***	1414,186 ***	880,7900 ***	886,4298 ***	885,6792 ***
<i>Durbin-Watson stat (DW)</i>			2,0428	1,6962	1,7094	1,6717	1,6583	1,6548
***) = signifikan pada level 1% **) = signifikan pada level 5% *) = signifikan pada level 10% ns = tidak signifikan								

Sumber: Analisis Data Sekunder, 2013

1. Lag Produktivitas Jagung

Varibel produktivitas jagung periode sebelumnya memiliki nilai koefisien yang positif pada semua model lag (sesuai tanda harapan) dan berpengaruh nyata terhadap respons produktivitas jagung pada tingkat kepercayaan 90, 95 dan 99 persen. Nilai koefisien yang tertinggi berada pada lag-6 sebesar 0,3515. Artinya apabila kebiasaan petani dalam usahatani jagung menaikkan produktivitasnya satu persen, maka dalam kelambanan respons enam lag masa tanam jagung petani akan lebih responsif meningkatkan produktivitasnya jagung sebesar 0,3515 persen (*ceteris paribus*). Hal ini dapat dinyatakan bahwa semakin panjang lag (periode kelambanan) hingga dua tahun lag (6 lag), maka semakin responsif petani untuk meningkatkan produktivitas jagungnya.

Dilihat dari hasil estimasi nilai koefisien yang ada pada semua model lag, maka mengindikasikan bahwa kebiasaan petani mengelola usahatani jagung selalu direspons positif oleh petani jagung dalam semua periode kelambanan respons (panjang lag) mulai dari satu lag musim tanam jagung hingga dua tahun lag (6 lag periode subround) untuk peningkatan produktivitas jagung. Dengan demikian, upaya peningkatan produktivitas jagung secara terus menerus di Indonesia merupakan salah satu faktor penting yang perlu diperhatikan guna mendukung peningkatan produksi jagung nasional.

2. Lag Harga Jagung

Peningkatan harga jagung di Indonesia diharapkan berpengaruh positif terhadap tingkat produktivitas jagung. Dari hasil estimasi ini diketahui bahwa harga jagung memiliki nilai koefisien yang positif dan terbukti berpengaruh nyata

terhadap tingkat produktivitas jagung pada taraf kesalahan satu persen ($\alpha = 0,01$) dari lag-1 sampai dengan lag-6. Hal ini menunjukkan bahwa variabel harga jagung secara kontinu direspons positif sepanjang lag oleh petani untuk peningkatan produktivitas jagung. Artinya apabila harga jagung meningkat satu persen pada semua model lag, maka akan dapat meningkatkan produktivitas jagung pada masing-masing lag sebesar 0,1038 persen, 0,1187 persen, 0,0983 persen, 0,1224 persen, 0,1221 persen, dan 0,1127 persen.

Respons peningkatan produktivitas jagung yang tertinggi akibat terjadinya kenaikan harga jagung terjadi pada lag-4 (0,1224). Kondisi ini menyatakan bahwa kenaikan harga jagung membuat petani lebih responsif terhadap peningkatan produktivitas jagung dengan kelambanan respons selama empat masa tanam jagung (4 lag). Dengan demikian, harga jagung merupakan faktor terpenting yang mampu mempengaruhi peningkatan produktivitas jagung sepanjang waktu di daerah sentra produksi utama Indonesia.

3. Lag Harga Jagung Turun

Menurut hasil estimasi ini, variabel harga jagung turun memiliki nilai koefisien yang tidak sejalan dengan *expected sign* yaitu negatif, dan terbukti berpengaruh signifikan terhadap tingkat produktivitas jagung di Indonesia pada taraf kepercayaan 99 persen dari lag-2 sampai dengan lag-6. Kondisi lag tersebut memperlihatkan adanya respons negatif petani secara berkesinambungan dari lag-2 sampai dengan lag-6 terhadap produktivitas jagung. Hal ini terlihat adanya respons negatif petani yang tertinggi terhadap produktivitas jagung adalah nilai koefisien negatif tertinggi yang terdapat pada lag-5 sebesar -0,0698. Artinya

apabila harga jagung turun sebesar satu persen, maka respons petani mengalami kelambanan selama lima musim tanam (5 lag) untuk tetap meningkatkan produktivitas jagung sebesar 0,0698 persen.

Hal ini mengindikasikan bahwa harga jagung turun yang diasumsikan akan menurunkan daya beli petani dalam pembelanjaan sarana produksi, bahkan sebaliknya dalam kelambanan respons petani akan tetap meningkatkan produktivitas jagung secara kontinu. Respons petani tersebut dapat dinyatakan bahwa peningkatan produktivitas jagung tidak rentan terhadap harga jagung turun. Dengan demikian, di Indonesia penurunan tingkat harga jagung bukan faktor kendala utama dalam upaya peningkatan produktivitas jagung secara nasional, karena dukungan kebijakan yang berkesinambungan untuk dapat meningkatkan produktivitas jagung nasional.

4. Lag Harga Benih Jagung

Variabel independen berupa harga benih jagung secara teoritis memiliki tanda harapan (*expected sign*) yang negatif terhadap respons produktivitas jagung. Hasil estimasi diperoleh keadaan yang sebaliknya, harga benih jagung memiliki nilai koefisien yang positif dan berpengaruh nyata terhadap produktivitas jagung dengan tingkat kepercayaan 99 dan 95 persen pada semua model lag. Hal ini berarti, jika terjadi kenaikan harga benih sebesar satu persen dari masing-masing lag (lag-1 sampai lag-6), maka respons petani dalam kelambanan semua lag akan terus meningkat produktivitas jagung secara berurutan sebesar 0,1052 persen, 0,1214 persen, 0,1022 persen, 0,0994 persen, 0,0791 persen, dan 0,0475 persen.

Dengan demikian, kenaikan harga benih jagung secara terus menerus direspons positif oleh petani dalam peningkatan produktivitas jagung, tetapi semakin lama kelambanan responsnya (panjang lag) lebih cenderung menjadi semakin kecil responsnya. Hal ini menunjukkan bahwa kenaikan harga benih jagung bukan merupakan kendala penting bagi petani jagung dalam upaya menaikkan produktivitasnya. Di sisi lain, benih jagung yang meningkat harganya atau relatif lebih mahal, maka lebih cenderung memiliki tingkat kualitas yang lebih tinggi. Benih jagung merupakan faktor produksi terpenting dalam usahatani jagung yang dibutuhkan petani. Akibat dukungan kebijakan yang berkesinambungan, maka kebutuhan petani dapat terpenuhi. Oleh sebab itu, terjadinya kenaikan harga benih jagung tersebut justru direspons secara positif oleh petani untuk menaikkan produktivitas jagungnya.

5. Lag Harga Pupuk Urea

Harga pupuk urea memiliki nilai koefisien negatif dan berpengaruh nyata terhadap tingkat produktivitas jagung pada taraf kepercayaan 90 yang terjadi pada lag-1 (-0,1206) serta pada taraf kepercayaan 99 persen terjadi pada lag-2 (-0,1577) dan lag-3 (-0,136), 90 persen. Hal ini berarti apabila terjadi peningkatan harga pupuk urea sebesar satu persen, maka produktivitas jagung akan menurun sebesar 0,1206 persen (lag-1), 0,1577 persen (lag-2) dan 0,136 persen (lag-3).

Hal ini menunjukkan bahwa harga pupuk urea merupakan faktor penting dalam produktivitas jagung yang cukup cepat direspons petani secara negatif (kelambanan respons rendah). Hal ini juga sangat rasional terjadi karena pupuk urea merupakan unsur hara penting yang sangat dibutuhkan bagi pertumbuhan dan

perkembangan tanaman jagung. Oleh karena itu, semakin tingginya harga pupuk urea di tingkat petani dapat menjadi kendala dalam peningkatan produktivitas jagung di Indonesia.

6. Lag Harga Pupuk TSP

Harga pupuk TSP merupakan variabel independen yang secara teoritis memiliki tanda harapan negatif terhadap respons produktivitas jagung. Namun demikian, dari hasil estimasi ini terlihat bahwa semua nilai koefisien bernilai positif, dan signifikan berpengaruh nyata hanya pada empat model lag yaitu lag-1, lag-2, lag-3 dan lag-6 dengan taraf kepercayaan 90, 95 dan 99 persen. Artinya jika harga pupuk TSP naik satu persen maka respons produktivitas jagung akan naik sebesar 0,1165 persen (lag-1), 0,0975 persen (lag-2), 0,0672 persen (lag-3) dan 0,0743 persen lag-6.

Kondisi ini mengindikasikan bahwa kenaikan harga pupuk TSP relatif lebih cepat direspons oleh petani untuk peningkatan produktivitas jagung, tetapi dalam periode selanjutnya kenaikan harga pupuk TSP tersebut tidak secara nyata diresponsnya. Hal ini disebabkan oleh penggunaan pupuk TSP di tingkat petani jagung masih relatif sedikit, sehingga terjadinya kenaikan harga pupuk TSP masih tetap direspons positif oleh petani jagung.

7. Luas Lahan Irigasi

Luas lahan irigasi merupakan salah satu variabel independen yang secara teoritis memiliki tanda harapan (*expected sign*) yang positif terhadap respons produktivitas jagung, artinya semakin luas lahan irigasi maka akan semakin tinggi

tingkat produktivitas jagung. Dari hasil penelitian ini, luas lahan irigasi memiliki nilai koefisien positif dan negatif, tetapi terbukti tidak berpengaruh signifikan terhadap respons produktivitas jagung. Fenomena ini mengindikasikan bahwa perluasan lahan irigasi tidak direspons oleh tingkat produktivitas jagung. Kondisi ini dapat terjadi karena peningkatan luas lahan irigasi selama ini lebih difokuskan untuk pemenuhan kebutuhan pangan pokok secara nasional. Disamping itu, penggunaan lahan kering untuk usahatani jagung di Indonesia relatif lebih besar.

8. Curah Hujan

Curah hujan diharapkan berpengaruh positif terhadap tingkat produktivitas jagung di Indonesia. Hasil estimasi variabel curah hujan memiliki nilai koefisien yang positif, namun terbukti tidak berpengaruh signifikan terhadap tingkat produktivitas jagung. Artinya adanya kenaikan curah hujan tidak signifikan responsnya pada peningkatan produktivitas jagung. Keadaan ini mengindikasikan bahwa curah hujan bukan merupakan faktor kendala utama dalam upaya peningkatan produktivitas jagung di Indonesia. Hal ini cukup rasional bisa terjadi karena saat musim hujan sebagian besar lahan yang digunakan untuk usahatani jagung di Indonesia merupakan lahan kering di wilayah perbukitan yang rentan terhadap erosi, sehingga respons produktivitas jagung hanya dipacu dengan benih unggul dan pupuk.

9. Gema Palagung

Kebijakan Gema Palagung (Gerakan Mandiri Padi, Kedelai, Jagung) merupakan variabel dummy yang diharapkan memiliki pengaruh yang positif

terhadap respons produktivitas jagung. Hasil analisis ini menunjukkan bahwa kebijakan Gema Palagung memiliki nilai koefisien yang cenderung positif, tetapi secara parsial tidak berpengaruh signifikan terhadap respons produktivitas jagung. Secara umum di Indonesia program kebijakan Gema Palagung tidak memberikan pengaruh nyata terhadap peningkatan produktivitas jagung.

Persoalan ini beralasan bahwa kebijakan Gema Palagung yang dicanangkan sejak tahun 1998 untuk meraih swasembada pangan tahun 2001, justru terjadi kegagalan program swasembada pangan selama era reformasi akibat gejolak sosial politik dan peralihan kepemimpinan nasional. Lebih lanjut, permasalahan tersebut berdasarkan periode analisis data terjadi kemarau panjang (MK rata-rata 8 sampai 9 bulan) sebagai dampak iklim *El Niño* dengan intensitas tertinggi (32%) pada dekade kedua periode analisis (Tabel 5.2 sampai Tabel 5.5).

10. Bantuan Langsung Pupuk dan Benih

Kebijakan pemerintah yang berupa Bantuan Langsung Pupuk dan Benih (BLPB) adalah variabel dummy yang diharapkan berpengaruh positif terhadap respons produktivitas jagung. Berdasarkan hasil analisis ini, variabel dummy BLPB terbukti berpengaruh positif dan signifikan terhadap respons produktivitas jagung dengan taraf kesalahan satu dan dua persen pada semua model lag.

Untuk mengetahui tingkat respons petani yang paling responsif dan signifikan terhadap produktivitas jagung adalah dengan melihat nilai koefisien dummy BLPB yang tertinggi pada lag-5 yaitu sebesar 0,1035. Artinya apabila kebijakan BLPB mulai dijalankan, maka petani sangat merespons dengan

kelambanan selama lima musim tanam (5 lag) untuk peningkatan produktivitas jagung sebesar 0,1035 persen.

Hasil estimasi tersebut mengindikasikan bahwa semakin dijalankan kebijakan BLPB, maka akan semakin tinggi pula tingkat produktivitas jagung Indonesia dan petani jagung akan semakin merespons positif akibat kebijakan tersebut. Oleh sebab itu, kebijakan pemerintah ini diharapkan terus berkesinambungan agar tingkat produktivitas jagung Indonesia semakin tinggi.

VIII. ELASTISITAS PENAWARAN JAGUNG DI SENTRA PRODUKSI UTAMA INDONESIA

Analisis terpenting dalam estimasi fungsi respons penawaran jagung adalah untuk mendapatkan nilai elastisitas penawaran jagung terhadap harganya sendiri. Harga jagung sebagai salah satu faktor yang mempengaruhi luas panen dan produktivitas jagung. Hasil estimasi fungsi respons luas panen dan respons produktivitas diperoleh nilai elastisitas luas panen dan produktivitas. Sedangkan nilai elastisitas produksi diperoleh dari penjumlahan nilai elastisitas luas panen dan produktivitas. Adapun elastisitas penawaran jagung terhadap harga jagung dalam jangka pendek merupakan bentuk respons petani dari perubahan harga jagung dalam penawaran jagung. Sedangkan elastisitas penawaran tersebut dalam jangka panjang merupakan bentuk respons petani akibat perubahan harga jagung untuk melakukan penyesuaian dari kebiasaan petani pada penawaran jagung sebelumnya (*lag*). Pembahasan berikut ini adalah kajian elastisitas luas panen, produksi dan produktivitas jagung terhadap harga jagung, baik dalam jangka pendek maupun jangka panjang.

A. Elastisitas Penawaran Jagung terhadap Harga Jagung di Provinsi Lampung

Dalam Tabel 8.1. dapat diketahui adanya elastisitas luas panen, produksi dan produktivitas jagung terhadap harga jagung pada semua model lag bersifat inelastis, baik dalam jangka pendek maupun jangka panjang. Sifat inelastis ini ditunjukkan oleh nilai elastisitas yang kurang dari satu. Ini memberi arti bahwa

respons petani akibat perubahan harga jagung tidak elastis dan kurang responsif dalam penawaran jagung di Lampung.

Tabel 8.1. Elastisitas Luas Panen, Produksi dan Produktivitas Jagung terhadap Harga Jagung di Provinsi Lampung

Respons Jangka Waktu	Elastisitas Penawaran Jagung dalam Model Lag					
	Lag-1	Lag-2	Lag-3	Lag-4	Lag-5	Lag-6
Luas Panen						
Jangka Pendek	0,4597 ^{***}	0,4178 ^{***}	0,0713 ^{ns}	0,4306 ^{***}	0,5485 ^{***}	-0,0563 ^{ns}
Jangka Panjang	0,3576 ^{***}	0,3457 ^{***}	0,3006 ^{***}	0,3043 ^{***}	0,4437 ^{***}	-0,2418 ^{***}
Produksi						
Jangka Pendek	0,5208 ^{***}	0,5028 ^{***}	0,1660 ^{***}	0,5129 ^{***}	0,6739 ^{***}	0,0657 ^{***}
Jangka Panjang	0,4411 ^{***}	0,4483 ^{***}	0,4164 ^{***}	0,3861 ^{***}	0,5890 ^{***}	-0,0873 ^{***}
Produktivitas						
Jangka Pendek	0,0611 [*]	0,0850 ^{**}	0,0947 ^{***}	0,0823 ^{**}	0,1254 ^{***}	0,1220 ^{**}
Jangka Panjang	0,0835 ^{***}	0,1026 ^{***}	0,1159 ^{***}	0,0818 ^{***}	0,1453 ^{***}	0,1545 ^{***}
Rata-Rata						
Jangka Pendek	0,2776 ^{ns}					
Jangka Panjang	0,2803 ^{ns} (Lampiran 6)					
^{***})= signifikan pada level 1% ^{**})= signifikan pada level 5% [*])= signifikan pada level 10% ns= tidak signifikan						

Sumber: Analisis Data Sekunder, 2013

Respons luas panen jagung di Lampung yang tertinggi elastisitasnya dalam jangka pendek dan jangka panjang yaitu 0,5485 dan 0,4437 yang berada pada lag-5 (Tabel 8.1). Walaupun elastisitasnya tertinggi, tetapi respons luas panen mengalami kelambanan hingga lag kelima. Kelambanan respons luas panen tersebut direspons oleh petani setelah melewati 16 bulan (*time lag*) dari perubahan harga jagung. Kemudian dilakukan penyesuaian luas panen jagung pada awal musim hujan yang kedua (Subround III tahun kedua).

Pada umumnya, respons luas panen jagung di Lampung dalam jangka pendek menjadi lebih elastis daripada jangka panjang. Ini mengindikasikan bahwa

dalam jangka panjang petani kurang responsif untuk melakukan penyesuaian luas panen akibat perubahan harga jagung. Permasalahan ini disebabkan oleh keterbatasan luas tanam jagung akibat komoditas pangan yang kompetitif dan trend luas panen jagung yang rendah.

Respons produktivitas jagung di Lampung yang mencapai elastisitas tertinggi yaitu 0,1254 pada lag-5 dalam jangka pendek, sedangkan dalam jangka panjang yaitu 0,1545 pada lag-6 (Tabel 8.1). Walaupun elastisitasnya tertinggi, tetapi respons produktivitas mengalami kelambanan hingga lag kelima dalam jangka pendek dan lag keenam dalam jangka panjang. Kelambanan respons produktivitas ini direspons oleh petani setelah melewati 16 bulan (*time lag*) dari perubahan harga jagung. Kemudian dilakukan penyesuaian produktivitas pada musim hujan awal yang ketiga (Subround I tahun ketiga).

Keseluruhan respons produktivitas jagung di Lampung dalam jangka panjang menjadi lebih elastis daripada jangka pendek. Ini mengindikasikan bahwa dalam jangka panjang petani lebih responsif untuk melakukan penyesuaian produktivitas akibat perubahan harga jagung. Namun dalam jangka pendek, petani kurang responsif terhadap perubahan harga jagung dalam peningkatan produktivitas jagung di Lampung. Permasalahan ini disebabkan oleh kekakuan petani untuk mengoptimalkan sarana produksi dari perolehan harga jagung di Provinsi Lampung.

Respons penawaran merupakan *proxy* dari respons produksi dan ditunjukkan pada nilai elastisitas produksi terhadap harga jagung. Elastisitas produksi yang tertinggi dalam jangka pendek dan jangka panjang (0,6739 dan

0,589) terdapat pada lag-5 (Tabel 8.1). Walaupun elastisitasnya tertinggi, tetapi respons penawaran ini mengalami kelambanan hingga lag kelima. Kelambanan tersebut direspons oleh petani setelah melewati 16 bulan (*time lag*) dari perubahan harga jagung. Kemudian dilakukan penyesuaian penawaran jagung pada awal musim hujan tahun kedua (Subround III tahun kedua).

Pada umumnya, respons penawaran jagung di Lampung dalam jangka pendek (0,2776) dan jangka panjang (0,2803) tidak berbeda nyata (Tabel 8.1, Lampiran 6). Ini mengindikasikan bahwa perilaku petani jagung di Lampung sepanjang waktu kurang responsif untuk melakukan penyesuaian penawaran akibat perubahan harga jagung. Permasalahan ini disebabkan oleh keterbatasan luas tanam jagung akibat komoditas pangan yang kompetitif, trend luas panen jagung yang rendah dan kekakuan mengoptimalkan sarana produksi jagung.

B. Elastisitas Penawaran Jagung terhadap Harga Jagung di Provinsi Jawa Tengah

Respons penawaran jagung di Jawa Tengah dalam Tabel 8.2. dapat diketahui dengan adanya elastisitas luas panen, produksi dan produktivitas jagung terhadap harga jagung pada semua model lag adalah bersifat inelastis, baik dalam jangka pendek maupun jangka panjang. Berikutnya, respons luas panen jagung yang tertinggi elastisitasnya dalam jangka pendek dan jangka panjang (0,1075 dan 0,0866) berada pada lag-1 (Tabel 8.2). Respons luas panen ini pada lag-1 diketahui lebih elastis daripada lag di atasnya (lag 2-6). Hal ini berarti bahwa petani lebih dini (*time lag* 4 bulan) merespons luas panen akibat perubahan harga jagung, walau dalam jangka panjang kurang elastis. Permasalahan dalam jangka

panjang tersebut bagi petani kurang responsif untuk melakukan penyesuaian luas panen akibat perubahan harga jagung. Hal ini disebabkan oleh keterbatasan luas tanam jagung akibat komoditas pangan yang kompetitif dan trend luas panen jagung yang menurun.

Tabel 8.2. Elastisitas Luas Panen, Produksi dan Produktivitas Jagung terhadap Harga Jagung di Provinsi Jawa Tengah

Respons Jangka Waktu	Elastisitas Penawaran Jagung dalam Model Lag					
	Lag-1	Lag-2	Lag-3	Lag-4	Lag-5	Lag-6
Luas Panen						
Jangka Pendek	0,1075 *	0,0204 ^{ns}	-0,0124 ^{ns}	0,0663 ^{ns}	-0,0109 ^{ns}	-0,0769 ^{ns}
Jangka Panjang	0,0866 **	0,0154 *	-0,0188 ***	0,0546 ^{ns}	-0,0084 ^{ns}	-0,1299 ***
Produksi						
Jangka Pendek	0,2498 ***	0,2158 ***	0,2114 ***	0,2188 ***	0,1067 ***	0,0932 ***
Jangka Panjang	0,2493 ***	0,1857 ***	0,1704 ***	0,2062 ***	0,1581 ***	0,1214 ***
Produktivitas						
Jangka Pendek	0,1423 ***	0,1954 ***	0,2238 ***	0,1525 ***	0,1176 ***	0,1701 ***
Jangka Panjang	0,1627 ***	0,1703 ***	0,1891 ***	0,1516 ***	0,1665 ***	0,2513 ***
Rata-Rata						
Jangka Pendek	0,1329 ^{ns}					
Jangka Panjang	0,1387 ^{ns}	(Lampiran 6)				
***)= signifikan pada level 1% **)= signifikan pada level 5% *)= signifikan pada level 10% ns= tidak signifikan						

Sumber: Analisis Data Sekunder, 2013

Respons produktivitas jagung di Jawa Tengah yang mencapai elastisitas tertinggi yaitu 0,2238 pada lag-3 dalam jangka pendek, sedangkan dalam jangka panjang yaitu 0,2513 pada lag-6 (Tabel 8.2). Elastisitas tersebut pada respons produktivitas mengalami kelambanan hingga lag ketiga dalam jangka pendek dan lag keenam dalam jangka panjang. Kelambanan respons produktivitas ini dalam jangka pendek direspons oleh petani setelah melewati 8 bulan (*time lag*) dari perubahan harga jagung. Kemudian dalam jangka panjang, dilakukan oleh petani

jagung penyesuaian produktivitas dengan kelambanan yang lebih tinggi pada musim hujan awal tahun ketiga (Subround I tahun ketiga). Kelambanan dalam jangka panjang tersebut, petani dalam menghadapi perubahan harga jagung penyesuaiannya sangat lambat pada produktivitas jagung. Permasalahan ini disebabkan oleh kekakuan petani untuk mengoptimalkan sarana produksi dari perolehan harga jagung di Jawa Tengah.

Respons produksi yang baik diketahui dari kondisi penawaran petani jagung dengan nilai elastisitas produksi terhadap harga jagung yang tertinggi. Elastisitas tertinggi tersebut dalam jangka pendek dan jangka panjang berimbang (0,2498 dan 0,2493) dan terdapat pada lag-1 (Tabel 8.2). Kondisi ini berarti elastisitas produksi jagung di Jawa Tengah lebih dini (*time lag* 4 bulan) direspons oleh petani untuk penyesuaian penawaran jagung akibat perubahan harga jagung di Jawa Tengah.

Pada umumnya, respons penawaran jagung di Jawa Tengah dalam jangka pendek (0,1329) dan jangka panjang (0,1387) tidak berbeda nyata (Tabel 8.2, Lampiran 6). Ini mengindikasikan bahwa perilaku petani jagung di Jawa Tengah sepanjang waktu kurang responsif untuk melakukan penyesuaian penawaran akibat perubahan harga jagung. Permasalahan ini disebabkan oleh keterbatasan luas tanam jagung akibat komoditas pangan yang kompetitif, kecenderungan luas panen jagung yang rendah dan kekakuan mengoptimalkan sarana produksi jagung.

C. Elastisitas Penawaran Jagung terhadap Harga Jagung di Provinsi Jawa Timur

Respons penawaran jagung di Jawa Timur dalam Tabel 8.3 dapat diketahui dengan adanya elastisitas luas panen, produksi dan produktivitas jagung terhadap harga jagung pada semua model lag adalah bersifat inelastis, baik dalam jangka pendek maupun jangka panjang. Respons luas panen jagung yang tertinggi elastisitasnya dalam jangka pendek (0,1138) berada pada lag-2 dan dalam jangka panjang pada lag-3 (0,321). Respons luas panen tersebut pada lag-3 diketahui lebih elastis dalam jangka panjang daripada lag-2 dalam jangka pendek (Tabel 8.3). Elastisitas tertinggi dalam jangka pendek tersebut berarti bahwa adanya perubahan harga jagung di Jawa Timur baru direspons petani setelah 8 bulan (*time lag 2 periode subround*). Sedangkan dalam jangka panjang bagi petani lebih responsif untuk melakukan penyesuaian luas panen, walau penyesuaiannya setelah 12 bulan (*time lag 3 periode subround*). Namun secara umum, elastisitas luas panen dalam jangka panjang relatif kurang elastis, sebab ada keterbatasan luas tanam jagung akibat komoditas pangan yang kompetitif dan trend luas panen jagung di Jawa Timur tidak berkembang baik.

Respons produktivitas jagung di Jawa Timur yang mencapai elastisitas tertinggi pada lag-2 (0,0758) dalam jangka pendek, sedangkan dalam jangka panjang (0,0836) pada lag-6 (Tabel 8.2). walaupun secara umum elastisitas produktivitas dalam jangka panjang lebih elastis, tetapi elastisitas tertingginya mengalami kelambanan hingga pada lag keenam (*time lag 2 tahun*). Kelambanan dalam penyesuaian produktivitas ini dalam jangka panjang disebabkan oleh

kekakuan petani untuk mengoptimalkan sarana produksi dari perolehan harga jagung di Jawa Timur.

Tabel 8.3. Elastisitas Luas Panen, Produksi dan Produktivitas Jagung terhadap Harga Jagung di Provinsi Jawa Timur

Respons Jangka Waktu	Elastisitas Penawaran Jagung dalam Model Lag					
	Lag-1	Lag-2	Lag-3	Lag-4	Lag-5	Lag-6
Luas Panen						
Jangka Pendek	0,0276 ^{ns}	0,1138 ^{***}	0,0320 ^{ns}	0,0297 ^{ns}	0,0636 ^{ns}	-0,0089 ^{ns}
Jangka Panjang	0,0190 ^{***}	0,0775 ^{***}	0,3210 ^{***}	0,0207 ^{**}	0,0426 ^{***}	-0,1309 ^{***}
Produksi						
Jangka Pendek	0,0993 ^{***}	0,1896 ^{***}	0,0411 ^{***}	0,0948 ^{***}	0,1379 ^{***}	0,0447 ^{***}
Jangka Panjang	0,1021 ^{***}	0,1475 ^{***}	0,3391 ^{***}	0,0995 ^{***}	0,1220 ^{***}	-0,0473 ^{***}
Produktivitas						
Jangka Pendek	0,0717 ^{***}	0,0758 ^{***}	0,0091 ^{ns}	0,0651 ^{**}	0,0743 ^{***}	0,0536 [*]
Jangka Panjang	0,0831 ^{***}	0,0700 ^{***}	0,0181 ^{***}	0,0788 ^{***}	0,0793 ^{***}	0,0836 ^{***}
Rata-Rata						
Jangka Pendek	0,0685 [*]					
Jangka Panjang	0,1046 [*] (Lampiran 6)					
***)= signifikan pada level 1% **)= signifikan pada level 5% *)= signifikan pada level 10% ns= tidak signifikan						

Sumber: Analisis Data Sekunder, 2013

Respons produksi yang lebih baik diketahui dari kondisi penawaran petani jagung dengan nilai elastisitas yang tertinggi. Elastisitas tertinggi tersebut dalam jangka pendek (0,1896) terdapat pada lag-2, sedangkan dalam jangka panjang lebih elastis (0,3391) terdapat pada lag-3 (Tabel 8.2). Kondisi ini berarti elastisitas produksi jagung terhadap perubahan harga jagung di Jawa Timur cukup dini (*time lag* 4 bulan) direspons oleh petani dan dilakukan untuk penyesuaian penawaran jagung hanya pada 3 periode subround (*time lag* 1 tahun).

Rata-rata respons penawaran jagung di Jawa Timur dalam jangka pendek (0,0685) dan jangka panjang (0,1046) berbeda nyata (Tabel 8.3, Lampiran 6). Ini

mengindikasikan bahwa perilaku petani jagung di Jawa Timur dalam jangka panjang lebih responsif untuk melakukan penyesuaian penawaran akibat perubahan harga jagung. Hal ini disebabkan oleh kemampuan petani untuk mengoptimalkan sarana produksi jagung.

D. Elastisitas Penawaran Jagung terhadap Harga Jagung di Provinsi Sulawesi Selatan

Respons penawaran jagung di Sulawesi Selatan dalam Tabel 8.4 dapat diketahui dengan adanya elastisitas luas panen, produksi dan produktivitas jagung terhadap harga jagung pada semua model lag adalah bersifat inelastis, baik dalam jangka pendek maupun jangka panjang. Respons luas panen jagung yang tertinggi elastisitasnya dalam jangka pendek (0,1467) berada pada lag-5. Sedangkan dalam jangka panjang elastisitas tertinggi terdapat pada lag-3 (0,4156) dan pada lag-6 (0,324) serta dinyatakan lebih elastis dari jangka pendek (Tabel 8.4). Elastisitas dalam jangka panjang tersebut berarti bahwa adanya perubahan harga jagung bagi petani jagung di Sulawesi Selatan lebih responsif untuk melakukan penyesuaian luas panen dengan *time lag* satu dan dua tahun (3 dan 6 periode subround). Respons luas panen jagung di Sulawesi Selatan tersebut masih menunjukkan ada keterbatasan luas tanam jagung akibat komoditas pangan yang kompetitif dan trend luas panen jagung di Sulawesi Selatan hanya pada dekade ketiga yang berkembang (Tabel 6.4).

Respons produktivitas jagung di Sulawesi Selatan yang mencapai elastisitas tertinggi pada lag-5 (0,2552) dalam jangka pendek, sedangkan dalam jangka panjang (0,2699) pada lag-4. Dari Tabel 8.4 dapat diketahui bahwa nilai-

nilai elastisitas tertinggi dalam jangka pendek dan jangka panjang adalah pada lag-lag tinggi (lag 4-5-6). Hal ini respons produktivitas masih mengalami kelambanan hingga pada lag keenam (*time lag* 2 tahun). Kelambanan petani jagung dalam merespons produktivitas jagung di Sulawesi Selatan disebabkan oleh kekakuan petani untuk mengoptimalkan sarana produksi dari perolehan harga jagung.

Tabel 8.4. Elastisitas Luas Panen, Produksi dan Produktivitas Jagung terhadap Harga Jagung di Provinsi Sulawesi Selatan

Respons Jangka Waktu	Elastisitas Penawaran Jagung dalam Model Lag					
	Lag-1	Lag-2	Lag-3	Lag-4	Lag-5	Lag-6
Luas Panen						
Jangka Pendek	0,1130 ^{ns}	0,1578 ^{ns}	0,0453 ^{ns}	0,0768 ^{ns}	0,1467 [*]	0,0369 ^{ns}
Jangka Panjang	0,0777 ^{**}	0,1144 ^{***}	0,4156 ^{***}	0,0518 ^{**}	0,1054 ^{***}	0,3240 ^{***}
Produksi						
Jangka Pendek	0,2349 ^{***}	0,2841 ^{***}	0,2525 ^{***}	0,2876 ^{***}	0,4019 ^{***}	0,2580 ^{***}
Jangka Panjang	0,2031 ^{***}	0,2391 ^{***}	0,6203 ^{***}	0,3218 ^{***}	0,3684 ^{***}	0,5864 ^{***}
Produktivitas						
Jangka Pendek	0,1219 ^{**}	0,1263 ^{**}	0,2072 ^{***}	0,2108 ^{***}	0,2552 ^{***}	0,2211 ^{***}
Jangka Panjang	0,1254 ^{***}	0,1247 ^{***}	0,2047 ^{***}	0,2699 ^{***}	0,2630 ^{***}	0,2624 ^{***}
Rata-Rata						
Jangka Pendek	0,1910 ^{**}					
Jangka Panjang	0,2599 ^{**} (Lampiran 6)					
***)= signifikan pada level 1% **)= signifikan pada level 5% *)= signifikan pada level 10% ns= tidak signifikan						

Sumber: Analisis Data Sekunder, 2013

Respons produksi jagung di Sulawesi Selatan yang lebih baik diketahui dari elastisitas produksi tertinggi dalam jangka pendek (0,4019) terdapat pada lag-5, sedangkan dalam jangka panjang lebih elastis (0,6203) terdapat pada lag-3 (Tabel 8.4). Kondisi ini berarti respons produksi jagung terhadap perubahan harga jagung di Sulawesi Selatan cukup lambat (*time lag* 4 bulan) direspons oleh petani

dan lambat dilakukan untuk penyesuaian penawaran jagung hanya pada 3 periode subround (*time lag* 1 tahun).

Rata-rata respons penawaran jagung di Sulawesi Selatan dalam jangka pendek (0,1910) dan jangka panjang (0,2599) berbeda nyata (Tabel 8.4, Lampiran 6). Ini mengindikasikan bahwa perilaku petani jagung di Sulawesi Selatan dalam jangka panjang lebih responsif untuk melakukan penyesuaian penawaran akibat perubahan harga jagung. Hal ini disebabkan oleh kemampuan petani untuk mengoptimalkan sarana produksi jagung dan kecenderungan luas panen jagung yang semakin meningkat.

E. Elastisitas Penawaran Jagung terhadap Harga Jagung di Sentra Produksi Utama Indonesia

Secara agregatif dalam periode analisis subround (tahun 1982-2011) respons penawaran jagung di sentra produksi utama Indonesia dapat diketahui dari Tabel 8.5 dengan adanya elastisitas luas panen, produksi dan produktivitas jagung terhadap harga jagung pada semua model lag adalah bersifat inelastis, baik dalam jangka pendek maupun jangka panjang. Respons luas panen jagung yang tertinggi elastisitasnya dalam jangka pendek berada pada lag-2 sebesar 0,0822. Sedangkan dalam jangka panjang elastisitas tertinggi hanya pada lag-3 sebesar 0,2038 dan dinyatakan lebih elastis dari jangka pendek. Elastisitas tersebut dalam jangka panjang berarti bahwa adanya perubahan harga jagung bagi petani jagung lebih responsif untuk melakukan penyesuaian luas panen dengan *time lag* satu tahun (3 periode subround). Sedangkan dalam jangka pendek, elastisitas luas panen terhadap harga jagung umumnya memiliki elastisitas yang paling rendah. Ini

berarti dalam jangka pendek petani jagung sangat kurang merespons luas panen jagung dari perubahan harga jagung. Hal ini secara agregatif sentra produksi utama jagung Indonesia menunjukkan ada keterbatasan luas tanam jagung akibat komoditas pangan yang kompetitif terhadap penggunaan lahan dan trend luas panen jagung kurang meningkat.

Tabel 8.5. Elastisitas Luas Panen, Produksi dan Produktivitas Jagung terhadap Harga Jagung di Sentra Produksi Utama Indonesia

Respons Jangka Waktu	Elastisitas Penawaran Jagung dalam Model Lag					
	Lag-1	Lag-2	Lag-3	Lag-4	Lag-5	Lag-6
Luas Panen						
Jangka Pendek	0,0688 ***	0,0822 ***	0,0310 ***	0,0436 ***	0,0618 **	0,0074 ns
Jangka Panjang	0,0534 ***	0,0619 ***	0,2038 ***	0,0336 ***	0,0462 ***	0,0524 ***
Produksi						
Jangka Pendek	0,1725 ***	0,2009 ***	0,1292 ***	0,1660 ***	0,1839 ***	0,1200 ***
Jangka Panjang	0,1805 ***	0,1925 ***	0,3369 ***	0,1769 ***	0,1996 ***	0,2262 ***
Produktivitas						
Jangka Pendek	0,1038 ***	0,1187 ***	0,0983 ***	0,1224 ***	0,1221 ***	0,1127 ***
Jangka Panjang	0,1271 ***	0,1305 *	0,1331 **	0,1434 ***	0,1534 ***	0,1737 ***
Rata-Rata						
Jangka Pendek	0,1081 **					
Jangka Panjang	0,1458 **	(Lampiran 6)				
***)= signifikan pada level 1% **)= signifikan pada level 5% *)= signifikan pada level 10% ns= tidak signifikan						

Sumber: Analisis Data Sekunder, 2013

Respons produktivitas jagung yang mencapai elastisitas tertinggi pada lag-4 (0,1224) dalam jangka pendek, sedangkan dalam jangka panjang (0,1737) pada lag-6. Dari Tabel 8.5 secara keseluruhan respons produktivitas pada elastisitas jangka panjang memiliki sifat yang lebih elastis dari jangka pendek. Namun demikian, dapat diketahui bahwa semakin tinggi elastisitas dalam jangka panjang maka semakin tinggi tingkat kelambanan respons petani jagung. Hal ini

mengindikasikan respons produktivitas masih mengalami kelambanan hingga pada lag keenam (*time lag* 2 tahun). Kelambanan petani jagung dalam merespons produktivitas jagung Indonesia disebabkan oleh kekakuan petani untuk mengoptimalkan penggunaan sarana produksi dari perubahan harga jagung dan petani cukup lamban merespons implementasi kebijakan.

Respons penawaran jagung Indonesia yang baik dapat diketahui dari nilai tertinggi elastisitas produksi, dalam jangka pendek terdapat pada lag-2 (0,2009), sedangkan dalam jangka panjang lebih elastis (0,3369) terdapat pada lag-3 (Tabel 8.5). Kondisi ini berarti bahwa dalam jangka panjang respons petani jagung Indonesia akibat perubahan harga jagung memiliki kelambanan tiga periode subround (*time lag* 1 tahun) untuk melakukan penyesuaian penawaran jagung Indonesia. Secara umum, elastisitas penawaran jagung terhadap harga jagung di Indonesia dalam jangka panjang bersifat lebih elastis daripada jangka pendek.

Hasil analisis elastisitas penawaran jagung terhadap harga jagung diketahui bahwa ada perbedaan tingkat elastisitas di setiap daerah sentra produksi utama Indonesia, baik dalam jangka pendek maupun jangka panjang. Dalam jangka panjang elastisitas penawaran jagung di sentra produksi utama Indonesia lebih respons dalam melakukan penyesuaian produksi, karena bersifat lebih elastis tetapi semakin tinggi kelambanannya (*time lag*) daripada jangka pendek. Respons penawaran jagung Indonesia dari hasil analisis elastisitas ini diketahui bahwa secara umum produksi jagung Indonesia kurang responsif (inelastis) terhadap perubahan harga jagung tiap periode musim panen (periode subround). Hal ini mengindikasikan respons petani jagung akibat perubahan harga jagung

mengalami kekakuan dalam penggunaan sarana produksi dan persaingan komoditas tanaman pangan terhadap keterbatasan luas tanam jagung. Sejalan dengan Darwanto (2006), bahwa dalam persepsi petani mempunyai motivasi yang semakin menurun untuk meningkatkan produksi sendiri akibat harga yang diterima petani sebagai produsen.

Adanya perubahan harga jagung, maka kebijakan harga tidak lagi dapat merangsang peningkatan produksi jagung di sentra produksi utama Indonesia. Namun demikian, diperlukan instrumen kebijakan pada arah pengembangan intensifikasi dengan insentif sarana produksi yang lebih menguntungkan petani jagung Indonesia. Kemudian ekstensifikasi pada daerah-daerah pengembangan produksi dengan pemanfaatan lahan-lahan potensial.

Rata-rata respons penawaran jagung di Indonesia dalam jangka pendek (0,1081) dan jangka panjang (0,1458) berbeda nyata (Tabel 8.5, Lampiran 6). Ini mengindikasikan bahwa perilaku petani jagung di Indonesia dalam jangka panjang lebih responsif untuk melakukan penyesuaian penawaran akibat perubahan harga jagung. Hal ini disebabkan oleh kemampuan petani untuk mengoptimalkan sarana produksi jagung dan kecenderungan luas panen jagung yang semakin meningkat.

IX. KESIMPULAN DAN IMPLIKASI KEBIJAKAN

A. Kesimpulan

1. Pada daerah sentra produksi utama di Indonesia, perkembangan luas panen, produksi dan produktivitas jagung dengan periodisasi tiga musim tanam jagung per tahun (subround) memiliki perbedaan trend setiap daerah, dan ada perubahan trend setiap dekade. Perkembangan produktivitas jagung terus meningkat dalam tiga dekade. Trend luas panen jagung memiliki perkembangan yang relatif stagnan, akibat kapasitas lahan yang terbatas dan sangat berfluktuasi, serta puncak luas panen hanya terjadi pada musim hujan.
 - a. Perkembangan jagung di Jawa Timur memiliki potensi yang paling tinggi (rata-rata jangka panjang luas panen, produksi dan produktivitas).
 - b. Lampung dalam jangka panjang (tiga dekade) memiliki perkembangan luas panen, produksi dan produktivitas jagung yang relatif meningkat.
 - c. Jawa Tengah, Jawa Timur dan Sulawesi Selatan memiliki perkembangan luas panen dan produksi jagung yang relatif stagnan, tetapi pada dekade terakhir perkembangan produksi jagung mengalami peningkatan.
 - d. Sulawesi Selatan mempunyai perkembangan luas panen jagung meningkat tajam pada dekade terakhir.
2. Pada daerah sentra produksi utama, secara umum luas panen dan produktivitas jagung dipengaruhi oleh perubahan harga. Namun demikian, perubahan harga terhadap penawaran jagung tersebut yang paling lama direspons oleh petani

yaitu luas panen (selang waktu enam musim tanam jagung), sedangkan produktivitas lebih cepat direspons (selang waktu tiga musim tanam jagung). Upaya peningkatan produktivitas jagung, petani jagung di Jawa Tengah paling responsif terhadap perubahan harga, sebaliknya petani jagung di Sulawesi Selatan kurang responsif.

- a. Kenaikan harga jagung impor dan harga pakan berpengaruh terhadap peningkatan luas panen jagung. Di Sulawesi Selatan, kenaikan harga kedelai dan upah buruh tani berpengaruh terhadap peningkatan luas panen jagung. Petani jagung di Lampung paling responsif pada kenaikan harga pakan, sehingga dapat berpengaruh terhadap peningkatan luas panen jagung. Secara umum, kenaikan harga jagung mempengaruhi peningkatan produktivitas jagung. Respons petani akibat kenaikan harga benih jagung dan harga pupuk TSP tidak menurunkan produktivitas jagung.
 - b. Kenaikan harga beras dan harga ubi kayu berpengaruh pada penurunan luas panen jagung. Peningkatan harga pupuk urea dapat menurunkan produktivitas jagung. Walaupun harga jagung turun dari harga maksimum sebelumnya, maka respons petani pada rencana meningkatkan penawaran tidak menurunkan produktivitas jagung.
3. Pada daerah sentra produksi utama, secara umum penawaran jagung dipengaruhi oleh faktor non harga yaitu penawaran jagung periode sebelumnya, anomali iklim *El Niño*, dan kebijakan Bantuan Langsung Pupuk dan Benih (BLPB). Faktor non harga tersebut lebih cepat direspons oleh petani pada produktivitas jagung di Jawa Tengah.

- a. Secara umum peningkatan penawaran jagung periode sebelumnya dapat berpengaruh terhadap rencana petani untuk peningkatan penawaran jagung periode selanjutnya. Adanya kebijakan BLPB dapat mempengaruhi peningkatan produktivitas jagung. Semakin panjang periode musim hujan, maka semakin meningkatkan produktivitas jagung di Lampung. Peningkatan luas lahan irigasi berpengaruh terhadap peningkatan produktivitas jagung di Jawa Timur, Jawa Tengah, dan Lampung.
 - b. Secara umum, terjadinya anomali iklim *El Niño* berpengaruh terhadap penurunan luas panen jagung, khususnya di Jawa Tengah dan Jawa Timur sangat berpengaruh.
4. Pada daerah sentra produksi utama, secara umum elastisitas penawaran jagung yang didasarkan pada periode analisis (subround) adalah kurang elastis (inelastis) terhadap harga jagung. Namun dalam jangka panjang, elastisitas penawaran jagung adalah lebih elastis terhadap harga jagung, karena terjadi penyesuaian respons petani dari penawaran jagung periode sebelumnya. Akibat perubahan harga jagung dalam jangka pendek dan jangka panjang, perilaku petani jagung di Indonesia lebih elastis produktivitasnya daripada luas panennya. Di Sulawesi Selatan, elastisitas penawaran jagung adalah paling elastis terhadap harga jagung, tetapi respons penawarannya paling lama. Sebaliknya di Jawa Tengah, elastisitas penawaran jagung kurang elastis terhadap harga jagung, tetapi respons penawarannya paling cepat (selang waktu dua musim tanam jagung).

B. Implikasi Kebijakan

1. Berdasarkan tingkat respons penawaran jagung akibat faktor-faktor harga dan non harga, maka kebijakan untuk menstimulasi respons petani dalam upaya peningkatan produksi jagung di Indonesia diprioritaskan pada kebijakan harga. Upaya tersebut dapat dilakukan melalui stimulus berupa subsidi benih unggul dan pupuk, peningkatan tarif impor jagung, serta dukungan terhadap industri pakan. Insentif tarif impor ini diharapkan dapat dialihkan pada subsidi benih dan pupuk, yang bermuara kepada peningkatan kesejahteraan petani. Petani jagung lebih responsif terhadap harga pakan daripada harga jagung impor, sehingga dukungan terhadap industri pakan selanjutnya dapat lebih diprioritaskan.
2. Hasil analisis elastisitas penawaran jagung terhadap harga jagung, yang lebih elastis adalah produktivitas jagung. Dari enam model lag, produktivitas jagung dapat direspons secara lebih cepat oleh petani. Upaya peningkatan produksi jagung diprioritaskan melalui intensifikasi, terutama untuk meningkatkan produktivitas jagung. Instrumen kebijakan yang mengarah pada intensifikasi dapat berupa pemberian bantuan sarana produksi pertanian yang berpihak pada kesejahteraan petani jagung. Dengan demikian, adanya kebijakan Bantuan Langsung Pupuk dan Benih Unggul (BLPB) yang telah berlangsung, perlu untuk dilanjutkan, karena kebijakan ini terbukti sangat direspons positif oleh petani dalam rangka peningkatan produktivitas jagung.

3. Elastisitas penawaran jagung terhadap harga jagung, dalam jangka panjang lebih elastis daripada jangka pendek. Elastisitas ini merupakan kondisi penyesuaian dari kebiasaan petani pada umumnya terhadap ekspektasi harga dan rencana petani, akibat perubahan harga jagung serta penawaran sebelumnya. Penawaran sebelumnya adalah kebiasaan petani yang hanya bergantung pada pengalaman dan pengetahuan petani dalam agribisnis jagung. Edukasi agribisnis melalui penyuluhan pertanian adalah penting untuk mengakselerasi respons petani jagung. Di sisi lain, dukungan kelembagaan keuangan, lembaga penjamin, resi gudang, ataupun asuransi pertanian diharapkan dapat mempercepat peningkatan produksi jagung nasional. Karena melalui dukungan kelembagaan tersebut maka petani dapat lebih ringan dalam menanggung risiko kerugian, sehingga mampu memperkuat posisi tawarnya.
4. Anomali iklim *El Niño* secara signifikan dapat mempengaruhi penurunan luas panen jagung, sehingga lebih berisiko gagal panen dan dapat mengancam ketahanan pangan. Iklim *El Niño* dapat mengakibatkan kekeringan luar biasa, oleh karena itu upaya peningkatan produksi jagung memerlukan strategi antisipasi, mitigasi, dan adaptasi terhadap dampak anomali iklim, agar risiko gagal panen dapat dicegah. Antisipasi diupayakan untuk strategi persiapan menghadapi anomali iklim. Mitigasi diupayakan untuk mengurangi dampak anomali iklim dan pemanasan global akibat emisi karbon (gas rumah kaca). Adaptasi diupayakan untuk penyesuaian teknologi, manajemen dan kebijakan pertanian terhadap anomali iklim.

5. Usahatani padi dan ubikayu dalam penggunaan lahan sangat kompetitif dengan usahatani jagung, secara signifikan berkorelasi negatif luas panen jagung dengan harga beras dan harga ubikayu, maka diperlukan informasi pasar dan peran penyuluhan. Informasi pasar akan membantu petani untuk memutuskan jenis komoditi yang diusahakan agar lebih menguntungkan dan tidak *over supply*. Peran penyuluhan tanaman pangan untuk menata pola pertanaman pangan yang sesuai dengan potensi lahan pada lahan kering, dan pada sawah ada pola rotasi tanam yang sesuai dengan ketersediaan air irigasi.
6. Komoditi kedelai berkorelasi positif secara signifikan terhadap luas panen jagung, maka usahatani jagung dan kedelai dapat diupayakan secara serentak dalam penggunaan lahan.
7. Perkembangan luas panen jagung relatif stagnan, sehingga upaya peningkatan produksi jagung perlu dilakukan melalui ekstensifikasi terutama pada daerah-daerah pengembangan produksi jagung dan pemanfaatan lahan-lahan potensial yang mengacu pada strategi tata guna lahan.

DAFTAR PUSTAKA

- Alam, Md. Akhtarul, 2011. *An Analysis of Consumption Demand Elasticity and Supply Response of Major Foodgrains in Bangladesh*. Thesis. Humboldt University of Berlin, Germany.
- Annan, F dan Acquah, H.D., 2011. A Regional Analysis of Corn Yield Models: Comparing Quadratic versus Cubic Trends. *Journal of Economics and Behavioral Studies*. 3 (6) : 395-401.
- Ariyanti, D., 2007. Permintaan Jagung sebagai Bahan Baku Industri Pakan Ternak di Indonesia. Tesis, Program Studi Ekonomi Pertanian, Sekolah Pascasarjana, Universitas Gadjah Mada. Yogyakarta. Tidak Dipublikasikan.
- Badan Meteorologi Klimatologi dan Geofisika, 2013. *Prakiraan Musim Kemarau 2013 di Indonesia*. Jakarta
- Badan Pusat Statistik, 2010. *Perkembangan Beberapa Indikator Utama Sosial-Ekonomi Indonesia*. Jakarta.
- Arsyad, Lincoln, 1993. *Ekonomi Manajerial, Ekonomi Mikro Terapan untuk Manajemen Bisnis*, Edisi 3. BPFE. Yogyakarta.
- Arsyad, Lincoln, 2001. *Peramalan Bisnis, Edisi Pertama*. BPFE. Yogyakarta.
- Baltagi, Badi H., 2001. *Econometric Analysis of Panel Data, Second Edition*. John Wiley & Sons, Ltd. England.
- Bhatti, N. *et al.*, 2011. Supply Response Analysis of Pakistani Wheat Growers. *International Journal of Business and Management*. 6 (4): 64-74.
- Bradley, T., and Paul Patton, 1998. *Essential Mathematics for Economics and Business*. West Sussex, England.
- Boediono, 2000. Seri Sinopsis, Pengantar Ilmu Ekonomi No. 1, *Ekonomi Mikro*. BPFE. Yogyakarta.
- Chiang, Alpha C, 1989. *Dasar-Dasar Ekonomi Matematika*. Edisi Ketiga. Jilid Satu. Penerbit Erlangga. Jakarta.
- Creel, Michael, 2006. *Econometrics, Version 0.9*. Departement of Economics and Economic History, Universitat Autònoma De Barcelona. michael.creel@uab.es. <http://pareto.uab.es/mcreel>.

- Darwanto, D.H., 2006. *Persoalan Ketahanan Pangan Dunia*. Kebijakan dan Pengembangan Kelembagaan Pangan dalam Menunjang Ketahanan Pangan Nasional. Jurusan Sosial Ekonomi Pertanian, Fakultas Pertanian, UGM. Yogyakarta.
- Departemen Pertanian, 2010. Jakarta. www.deptan.go.id
- Deshmukh, Unmesh, 2012. *On Decomposition and Combining Methods in Time Series Forecasting*. Kanwal Rekhi School of Information Technology, Indian Institute of Technology, Bombay, Mumbai.
- EViews7, 2009. *EViews 7 User's Guide II*. ISBN: 978-1-880411-41-4. Quantitative Micro Software, LLC. Printed in the United States of America. web: www.eviews.com.
- Gujarati, Damodar N, 2007. *Dasar-Dasar Ekonometrika, Edisi Tiga, Jilid Dua*. Penerbit Erlangga. Jakarta.
- Gujarati, Damodar N., dan Dawn C. Porter, 2012. *Dasar-Dasar Ekonometrika, Edisi Lima, Buku Dua*. Penerbit Salemba Empat. Jakarta.
- Herdiani, Elvina, 2012. *Upaya Mengatasi Dampak Perubahan Iklim di Sektor Pertanian*. Artikel Pertanian. <http://bbpp-lembang.info/index.php/arsip/artikel/artikel-pertanian/551-upaya-mengatasi-dampak-perubahan-iklim-di-sektor-pertanian>. Diakses tanggal 4 desember 2014.
- Hirschey, Mark, 2000. *Managerial Economics*, Revised Edition. The Dryden Press. New York. USA.
- Irham, 1988. *Penawaran Kedelai di Jawa Timur*. Tesis. Fakultas Pertanian, Universitas Gadjah Mada. Yogyakarta. *Tidak Dipublikasikan*.
- Javedani, Hossein., et al., 2010. *An Evaluation of Some Classical Methods for Forecasting Electricity Usage on Specific Problem*. ISBN 978-967-363-157-5. Malaysia Institute of Statistics, Faculty of Computer and Mathematical Sciences, Universiti Teknologi MARA (UiTM). Malaysia.
- Johnston, Jack., John Dinardo, 1997. *Econometric Methods, Fourth Edition*. McGraw-Hill. <http://www.mhcollege.com>.
- Johansen, Søren and Katarina Juselius, 1990. Maximum Likelihood Estimation and Inferences on Cointegration—with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*.
- Johansen, Søren, 1991. *Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models*. *Econometrica*. Oxford: Oxford University Press.

- Johansen, Søren, 1995. *Likelihood-based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. Oxford: Oxford University Press.
- Karim, A.R., 2009. *Perilaku Harga Komoditas Jagung dan Kedelai di Pasar Aktual dan Bursa Komoditas*. Tesis, Program Studi Ekonomi Pertanian, Sekolah Pascasarjana, Universitas Gadjah Mada. Yogyakarta. Tidak Dipublikasikan.
- Krisnamurthi, B., 2006. *Revitalisasi Pertanian Sebuah Konsekuensi dan Tuntutan Masa Depan*, dalam *Revitalisasi Pertanian dan Dialog Peradaban*. Penerbit Buku Kompas, PT. Kompas Media Nusantara. Jakarta.
- Kucharik, C.J and Ramankutty, N., 2005. Trends and Variability in U.S. Corn Yields Over the Twentieth Century. *Earth Interactions*. 9(1). <http://EarthInteractions.org>.
- La An., 2007. El Nino dan La Nina. <http://mbojo.wordpress.com/2007/04/08/el-nino-dan-la-nina/>. Diakses tanggal 24 Oktober 2012.
- Masyhuri, 2003. *Kebijakan Proteksi dan Promosi Sektor Pertanian*. Makalah dalam Seminar Nasional Hari Pangan Sedunia. Universitas Gadjah Mada. Yogyakarta.
- Mamingi, Nlandu, 1996. *How Prices and Macroeconomic Policies Affect Agricultural Supply and the Environment*. Policy Research Working Paper No. 1645. Environment, Infrastructure, and Agriculture Division. Policy Research Department. World Bank. Washington, D.C.
- Maulana, Fauzan, 2010. *Dampak El Nino dan La Nina terhadap Indonesia*. Program Studi Ilmu Kelautan, UNPAD. <http://oanmaul.wordpress.com/2010/01/01/dampak-el-nino-dan-la-nina-terhadap-indonesia/>. Diakses tanggal 22 Oktober 2012.
- Nasution, 2002. *Metode Research (Penelitian Ilmiah)*. Bumi Aksara. Jakarta
- Nazir, 2005. *Metode Penelitian*. Ghalia Indonesia. Jakarta
- Nicholson, Walter, 1999. *Teori Ekonomi Mikro; Prinsip Dasar dan Pengembangannya*. PT RajaGrafindo Persada. Jakarta.
- Pappas, James L dan Mark Hirschey. 1995. *Ekonomi Manajerial, Edisi keenam, Jilid I*. Binarupa Aksara. Jakarta
- Pass, Christopher., Bryan Lowes, dan Leslie Darwis, 1994. *Collins, Kamus Lengkap Ekonomi, Edisi Kedua*. Penerbit Erlangga. Jakarta.
- PASW, 2009. *Online Help PASW Statistics 18*,. Polar Engineering and Consulting. <http://www.winwrap.com/>.

- Pindyck, Robert S. dan Daniel L Rubinfeld, 2007. *Mikroekonomi, Edisi Keenam*, Jilid I. PT Indeks. Jakarta.
- Poerwanto, R., 2008. *Membangun Pertanian Masa Depan: Meraih Keunggulan Pertanian Indonesia*, dalam *Pemikiran Guru Besar Institut Pertanian Bogor: Perspektif Ilmu-Ilmu Pertanian dalam Pembangunan Nasional*. Penebar Swadaya. Jakarta.
- PSP3-IPB, PT. Pertani (Persero), 2011. *Evaluasi Dampak Bantuan Langsung Pupuk dan Bantuan Langsung Benih Unggul Terhadap Usaha Tani dan Perekonomian Nasional dan Pengaruh Penggunaan Pupuk Organik pada Program Bantuan Langsung Pupuk Terhadap Struktur Kimia dan Biologis Tanah*. Pusat Studi Pembangunan Pertanian dan Pedesaan, IPB. Bogor.
- Reijntjes, C., Bertus Haverkort, dan Ann Waters-Bayer, 2006. *Pertanian Masa Depan: Pengantar untuk Pertanian Berkelanjutan dengan Input Luar Rendah*. Edisi Indonesia, Kanisius. Yogyakarta.
- Reksoprayitno, Soediyono, 2000. *Pengantar Ekonomi Mikro, Edisi Millennium*. BPFE. Yogyakarta.
- Saari, Seppo, 2006. *Productivity Theory and Measurement in Business*. European Productivity Conference 2006 Finland. Satakunta University of Applied Sciences. Finland.
- Saleh, Samsubar, 1998. *Statistik Deskriptif*. UPP AMP YKPN. Yogyakarta.
- Sadeq, Ahmad, 2008. *Analisis Prediksi Indeks Harga Saham Gabungan Dengan Metode Arima (Studi pada IHSG di Bursa Efek Jakarta)*. Tesis. Universitas Diponegoro. Tidak Dipublikasikan.
- Santosa, P. B. dan Ashari, 2005. *Analisis Statistik dengan Microsoft Excel dan SPSS*. Penerbit ANDI. Yogyakarta.
- Sjah, T., 2011. Peluang Peningkatan Produksi Jagung di Nusa Tenggara Barat. *Agroteksos*. 21 (2-3).
- Spiegel, Murray R., 1988. *Statistik, Versi SI (Metrik)*. Erlangga. Jakarta.
- Soekartawi, 1996. *Pembangunan Pertanian*. PT RajaGrafindo Persada. Jakarta.
- Sudiyono, A., 2004. *Pemasaran Pertanian*. Universitas Muhammadiyah Malang Press. Malang.
- Sukarno, 2006. *Revitalisasi Sub Sektor Tanaman Pangan dan Hortikultura; dalam Revitalisasi Kebijakan, Subsektor, Kelembagaan dan Pendidikan Tinggi Pertanian*. Fakultas Pertanian UGM. Yogyakarta.

- Sumodiningrat, Gunawan, 2007. *Ekonometrika Pengantar, Edisi Kedua*. BPFE. Yogyakarta.
- Supranto, J., 2004. *Ekonometri, Buku Kedua*. Ghalia Indonesia. Jakarta
- Suratiyah, Ken, 2006. *Ilmu Usahatani*. Penebar Swadaya. Jakarta.
- Syamsuri, P., 2009. *Analisis Penawaran dan Permintaan Jagung di Sulawesi Selatan*. Disertasi, Program Pascasarjana. Fakultas Pertanian, Universitas Gadjah Mada. Yogyakarta. *Tidak Dipublikasikan*.
- Swastika, D.K.S., Agustian, A, dan Sudaryanto, T., 2011. Analisis Senjang Penawaran dan Permintaan Jagung Pakan dengan Pendekatan Sinkronisasi Sentra Produksi, Pabrik Pakan, dan Populasi Ternak di Indonesia. *Informatika Pertanian* 20(2) : 65 – 75.
- Tambunan, Tulus TH., 2003. *Perkembangan Sektor Pertanian Indonesia: Beberapa Isu Penting*. Ghalia Indonesia. Jakarta.
- Widarjono, Agus, 2009. *Ekonometrika Pengantar dan Aplikasinya*. Edisi ketiga. EKONISIA Fakultas Ekonomi UII. Yogyakarta.
- Widodo, Sri, 2012. *Politik Pertanian*. Liberty. Yogyakarta.
- Winarno, Wing Wahyu, 2007. *Analisis Ekonometrika dan Statistika dengan Eviews*. Unit Penerbit dan Percetakan Sekolah Tinggi Ilmu Manajemen YKPN. Yogyakarta.
- Wooldridge, Jeffrey M., 2003. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. The MIT Press, Cambridge, Massachusetts, London, England. <http://mitpress.mit.edu/Wooldridge-EconAnalysis>.
- Nerlove, M., 1958. Distributed Lags and Estimation of Long-run Supply and Demand Elasticities: Teoritical Considerations. *Journal of Farm Economics*. 40 : 301-311.
- Nerlove, M., 1979. The Dynamic of supply: Retrospect and Prospect. *American Journal of Agricultural Economics*. 61 : 874-888.
- Zakaria, A.K., 2011. Kebijakan Antisipatif dan Strategi Penggalangan Petani menuju Swasembada Jagung Nasional. *Analisis Kebijakan Pertanian*. 6 (3): 261-274.

ANALISIS *SUPPLY RESPONSE* JAGUNG DI DAERAH SENTRA PRODUKSI UTAMA INDONESIA

RINGKASAN

A. Latar Belakang

Jagung termasuk komoditas strategis dalam pembangunan pertanian dan perekonomian Indonesia. Komoditas ini mempunyai fungsi multiguna, baik untuk pangan maupun pakan. Departemen Pertanian (2010) menyatakan bahwa proporsi penggunaan jagung untuk industri pakan telah mencapai 50 persen dari total kebutuhan nasional dan diperkirakan terus meningkat sampai tahun 2020 akan mencapai lebih dari 60 persen.

Jagung Indonesia merupakan komoditas pangan utama setelah padi. Dalam kehidupan masyarakat Indonesia, jagung masih menjadi pangan andalan. Jagung selain menjadi sumber pendapatan dan lapangan kerja, juga menjadi komoditas perdagangan dunia yang mampu mempengaruhi perolehan devisa negara. Pada masa depan produksi jagung akan terus meningkat, seiring dengan penambahan penduduk dan juga peningkatan kesadaran gizi masyarakat.

Provinsi Lampung, Jawa Tengah, Jawa Timur, dan Sulawesi Selatan telah mencapai produksi jagung tertinggi di Indonesia selama tiga dekade dan menjadi sentra produksi jagung nasional. Kondisi produktivitas jagung di sentra produksi jagung nasional sebagian besar berada di atas rata-rata produktivitas nasional yang mencapai 4,29 ton per hektar (Deptan, 2010). Data ini memberikan petunjuk bahwa produksi jagung nasional sangat tergantung pada keberhasilan jagung di empat provinsi tersebut, baik yang selama ini diupayakan melalui ekstensifikasi maupun intensifikasi dalam rangka peningkatan produksi jagung.

Kondisi jagung Indonesia dalam jangka pendek dan jangka panjang digambarkan melalui perkembangan penawaran. Sehingga dalam hal ini perlu dikaji tentang trend dan respons petani jagung terhadap fenomena ekonomi, kebijakan, iklim, dan irigasi.

B. Tujuan Penelitian

1. Menganalisis trend luas panen, produksi dan produktivitas jagung di daerah sentra produksi utama Indonesia.
2. Menganalisis pengaruh harga terhadap respons luas panen dan respons produktivitas jagung di daerah sentra produksi utama Indonesia.
3. Menganalisis pengaruh kebijakan, iklim, dan irigasi terhadap respons luas panen dan respons produktivitas jagung di daerah sentra produksi utama Indonesia.
4. Menganalisis elastisitas penawaran jagung dalam jangka pendek dan jangka panjang di daerah sentra produksi utama Indonesia.

C. Tinjauan Pustaka

Produksi jagung selama periode 1970-2000 meningkat rata-rata 4,07 persen per tahun dan Indonesia mampu berswasembada jagung sebelum tahun 1976, selama tahun 1983-1984, dan tahun 2008 (Swastika *dalam* Swastika, dkk., 2011). Selama dekade terakhir (2000-2009), pertumbuhan produksi cukup tinggi, yaitu rata-rata 7,03 persen per tahun (BPS, 2010). Produksi dalam negeri belum mampu memenuhi kebutuhan, sehingga masih diperlukan impor. Puncak impor mencapai 1,83 juta ton pada tahun 2006 (FAO *dalam* Swastika, dkk., 2011).

Produksi jagung Indonesia masih rendah, hal ini disebabkan oleh produktivitas jagung nasional yang juga rendah yakni sekitar 4,23 ton per hektar (BPS, 2010). Padahal potensi produktivitas jagung hibrida berkisar antara 7-12 ton per hektar (Puslitbangtan *dalam* Swastika, dkk., 2011). Rendahnya produktivitas jagung tersebut menurut hasil penelitian Bachtiar, *et.al* (Swastika, dkk., 2011) karena pada sentra produksi jagung masih banyak petani yang menanam varietas lokal dan varietas unggul lama yang benihnya belum diperbaharui. Permasalahan dalam penyebaran benih bermutu adalah harga benih unggul bermutu yang masih mahal dan ketersediaan benih tersebut di tingkat petani yang sesuai waktu tanam.

Sumodiningrat (2007) menjelaskan bahwa selang waktu (*time lag*) dalam peristiwa ekonomi penting dalam pengambilan keputusan untuk mengetahui kecepatan reaksi produsen dari berbagai kebijakan yang diambil. Menurut Gujarati (2007), pengaruh *time lag* dalam model menunjukkan adanya hubungan variabel dependen dan variabel independen yang tidak serentak. Respons variabel dependen terhadap perubahan satu unit variabel independen dengan *time lag* ini dapat terjadi karena alasan psikologis, teknologi, dan institusional.

D. Landasan Teori

1. Teori Produksi dan Penawaran Jagung

Boediono (2000) menjelaskan bahwa produsen dianggap selalu memilih tingkat output dengan keuntungan total yang maksimum (*profit maximization*), sehingga produsen berada pada posisi *equilibrium*. Pindyck dan Rubinfeld (2007) menyatakan bahwa aturan *profit maximization* adalah penerimaan marjinal sama dengan biaya marjinal untuk semua produsen yang bersaing maupun tidak.

Fungsi produksi hanya berkaitan dengan kombinasi jumlah input untuk memproduksi sejumlah output. Penawaran mengandung hubungan harga dan jumlah produksi (Ritson dalam Irham, 1988). Tambunan (2003) mengungkapkan bahwa faktor-faktor insentif (harga) berpengaruh positif terhadap penawaran pertanian yang dianalisis dari output agregat. Penawaran pertanian dapat dilihat pada luas lahan yang digarap, output per hektar, dan hasil panen.

Penawaran jagung diamati dengan besarnya produksi yang direncanakan oleh petani. Kuantitatif respons penawaran jagung diukur melalui elastisitas setiap variabel bebas. Produksi total jagung Q merupakan hasil kali antara luas tanam A dengan produktivitas Y .

$$Q = A \cdot Y \dots\dots\dots(1)$$

Jika Q , A dan Y diasumsikan fungsi dari harga P , maka didiferensiasikan terhadap harga menjadi elastisitas (respon) penawaran jagung E_Q , elastisitas luas tanam jagung E_A dan elastisitas produktivitas jagung E_Y terhadap harga jagung P .

$$P/Q \cdot dQ/dP = P/Q \cdot dA/dP + P/Y \cdot dY/dP \dots\dots\dots(2)$$

$$E_Q = E_A + E_Y \dots\dots\dots(3)$$

Respons penawaran jagung ini dapat diestimasi secara langsung melalui fungsi produksi, atau secara tidak langsung melalui fungsi luas tanam dan fungsi produktivitas (Mubyarto dan Fletcher, 1975; Sumodiningrat, 1977; Irham, 1988).

Respons petani terhadap perubahan harga, diukur dengan areal tanam (*area response*), bukan produksi aktual. Menurut Lim Lin Shu (Irham, 1988), produksi aktual bukan *proxy* terbaik bagi produksi yang direncanakan. Alasannya, *area response* didasarkan pada produksi pertanian dipengaruhi oleh faktor alam yang petani tidak memiliki kemampuan untuk mengontrolnya. Akibatnya petani tidak dapat merealisasikan kenaikan produksi yang direncanakan pada periode tertentu sebagai reaksi terhadap kenaikan harga pada periode sebelumnya, misalnya akibat kemarau panjang. Areal tanam memberikan petunjuk yang lebih baik terhadap maksud petani karena petani memiliki penguasaan yang baik terhadap variabel ini.

2. Respons Penawaran Model Penyesuaian Parsial Nerlove

Analisis respons penawaran pertanian dengan model Nerlove merupakan model penawaran dinamik yang dikembangkan dalam konteks *crop-by-crop supply response*. Nerlove menyatakan, bahwa output (kuantitas atau areal) adalah fungsi dari harga yang diharapkan P_t^* (*expected price*), penyesuaian output Q_t^* (*output adjustment*) dan beberapa variabel lain Z_t (*exogenous variables*). Sistem model Nerlove yang ditulis oleh Askari dan Cummings (Mamingi, 1996) diformulasikan sebagai berikut:

$$Q_t^* = \alpha + \alpha_p P_t^* + \alpha_z Z_t + U_t \dots\dots\dots(4)$$

$$P_t^* = P_{t-1}^* + \beta(P_{t-1} - P_{t-1}^*) \dots\dots\dots(5)$$

$$Q_t = Q_{t-1} + \gamma(Q_t^* - Q_{t-1}) \dots\dots\dots(6)$$

Dimana :

Q_t = Output aktual periode t

Q_t^* = Output yang disesuaikan/diinginkan/direncanakan periode t

P_t = Harga riil produsen yang aktual periode t

P_t^* = Harga riil produsen yang diharapkan periode t

- Z_t = Faktor *exogenous* periode t (*supply shifters*)
- U_t = *Error term*
- β = Koefisien harapan ($0 < \beta < 1$)
- γ = Koefisien penyesuaian ($0 < \gamma < 1$)
- $\alpha, \alpha_p, \alpha_z$ = Konstanta dan koefisien regresi

Nerlove (Irham, 1988) mengasumsikan bahwa petani berusaha untuk memaksimalkan penerimaan berdasarkan harga yang diharapkan pada periode yang akan datang. Penawaran sekarang merupakan hasil keputusan yang lalu dan harapan sebelumnya tentang harga komoditi sekarang. Perubahan harga output yang akan datang, akan menyebabkan perubahan output yang direncanakan. Kenaikan harga harapan akan menaikkan output yang direncanakan. Namun kenaikan ini belum tentu terdistribusi secara merata pada setiap periode atau rencana berikutnya.

Model respons penawaran untuk tanaman musiman yang dikembangkan oleh Nerlove adalah model penyesuaian parsial (*partial adjustment model*). Model ini diturunkan dari kondisi petani yang memiliki ekspektasi tetap dan rencana produksi pada tingkat harga tertentu.

$$Q_t^* = \alpha + \alpha_p P_{t-1} + U_t \dots\dots\dots(7)$$

Dimana Q_t^* adalah output yang direncanakan petani pada periode t, jika tidak ada kesulitan dalam melakukan penyesuaian.

Variabel Q_t^* tidak dapat diobservasi, maka diasumsikan bahwa output aktual periode t sama dengan output periode sebelumnya (t-1) ditambah faktor yang proporsional dengan perbedaan antara output yang direncanakan sekarang dan output periode sebelumnya, formulasinya adalah :

$$Q_t - Q_{t-1} = \gamma [Q_t^* - Q_{t-1}] \dots\dots\dots(8)$$

Hasil substitusi persamaan (7) ke dalam persamaan (8) diperoleh persamaan simplifikasi dan ditambahkan *supply shifters*.

$$Q_t = \gamma_0 + \gamma_1 Q_{t-1} + \gamma_2 P_{t-1} + \gamma_3 Z_t + W_t \dots\dots\dots(9)$$

Dimana $\gamma_0 = \alpha\gamma$; $\gamma_1 = (1 - \gamma)$; $\gamma_2 = \alpha_p\gamma$; $W_t = \gamma U_t$; $Z_t = \text{supply shifters}$; dan $\gamma_3 =$ koefisien Z_t . Persamaan (9) seluruh variabel dapat diobservasi, maka parameternya dapat diestimasi dengan metode *Least Squares* (Irham, 1988).

3. Respons Penawaran terhadap Harga Naik dan Harga Turun

Harga yang diterima petani, menurut Tambunan (2003) bahwa respons penawaran pertanian akibat kenaikan harga (*price increase*) akan berbeda responsnya dengan penurunan harga (*price decrease*), walau dalam persentase perubahan yang sama. Johnson (Mamingi, 1996) menjelaskan bahwa perbedaan respons tersebut, karena di sektor pertanian terdapat beberapa aset tetap (*fixed assets or sticky assets*), seperti tanah, pohon, bangunan dan peralatan (*equipment*) yang dibeli pada saat harga tinggi (*rising price*) yang diperlukan untuk meningkatkan produksi. Saat harga rendah (*falling price*), aset-aset tersebut tidak dikurangi atau dihilangkan, kalau dijual akan mengakibatkan kerugian besar di masa depan pada saat harga tinggi lagi, karena kapasitas produksi tidak cukup. Jaforullah (Mamingi, 1996) menambahkan bahwa hal ini dapat juga disebabkan oleh inovasi teknologi pertanian.

Variabel harga naik dan harga turun agar dapat diobservasi, maka dilakukan pendekatan konsep Trail *et al.* (Mamingi, 1996) dengan formulasi dekomposisi harga.

$$P_{t-1}^N = P_{t-1}^N + \omega^N (P_t - P_t^{max}) \dots\dots\dots(10)$$

$$P_{t-1}^T = P_{t-1}^T + \omega^T (P_t - P_{1-t}) \dots\dots\dots(11)$$

Dimana: P_{t-1}^N = Harga naik (*rising price*)

P_{t-1}^T = Harga turun (*falling price*)

P_t^{max} = Harga maksimum sebelumnya (*previous maximum price*)

ω^N = 1, jika $P_t > P_t^{max}$ dan 0 sebaliknya

ω^T = 1, jika $P_t < P_t^{max}$ dan 0 sebaliknya

Panjang periode kenaikan harga dan penurunan harga terkait pada masalah aset-aset jangka panjang (*eternal assets*). Aset-aset ini diperoleh ketika harga tinggi, dan tidak dijual dalam jangka panjang saat terjadi harga turun. Ini berarti jangka pendek asimetri ke jangka panjang (Burton, dalam Mamingi, 1996).

4. Konsep Elastisitas Penawaran

Ukuran kuantitatif respons petani yang berkaitan dengan penawaran adalah ukuran elastisitas. Koefisien elastisitas dapat digunakan untuk mengestimasi respons petani terhadap perubahan harga (Irham, 1988).

Elastisitas dari suatu fungsi disusun menjadi model regresi eksponensial. Model ini dapat diestimasi dari hasil transformasi menjadi persamaan logaritma natural (Widarjono, 2009).

$$\ln Q_t = \alpha_0 + \alpha_p \ln P_t + v_t \dots\dots\dots(12)$$

Persamaan (12) diestimasi dengan metode *least squares*. Karakteristik model ini adalah slope pada koefisien α_p sebagai elastisitas Q_t dari P_t . Hal ini merupakan elastisitas penawaran terhadap harga dalam jangka pendek. Elastisitas penawaran dalam jangka panjang diketahui dengan model Nerlove.

Ghatak dan Ingersent (1984) menyatakan bahwa model Nerlove (1958) dikembangkan dari harga yang diharapkan (P_t^*) dapat menentukan output yang disesuaikan (Q_t^*) pada setiap periode produksi. Output aktual secara parsial berubah dalam proporsi terhadap perbedaan antara output aktual periode sebelumnya dan output penyesuaian jangka panjang. Tingkat penyesuaian (γ) berkaitan dengan kekakuan teknis dan kelembagaan.

$$\ln Q_t = \gamma_0 + \gamma_1 \ln Q_{t-1} + \gamma_2 \ln P_{t-1} + \gamma_3 \ln Z_t + W_t \dots\dots\dots(13)$$

Dimana, γ_2 parameter dari elastisitas penawaran jangka pendek, sedangkan $\left(\frac{\gamma_2}{1-\gamma_1}\right)$ parameter dari elastisitas penawaran jangka panjang (Tambunan, 2003).

Model ini diterangkan oleh Nerlove sebagai model kebijakan harga untuk merangsang pertumbuhan dan stabilitas atas dampak jangka panjang dari perubahan harga produsen dibanding pengaruhnya dalam jangka pendek. Penyesuaian jangka panjang lebih berarti bagi produsen dibanding kemampuannya dalam penyesuaian jangka pendek (Prayudi, 2009).

5. Analisis Trend

Analisis trend dirumuskan sebagai fungsi dari waktu T dalam persamaan linier (Spiegel, 1988).

$$Q_t = a + b T \dots\dots\dots(14)$$

Jika analisis trend dalam jangka pendek, maka ada trend yang linier. Sedangkan dalam jangka panjang, banyak faktor yang ikut mempengaruhi fluktuasi data *time series*, sehingga kondisi trend menjadi *non-linier*. Fluktuasi dalam jangka panjang disebabkan oleh perubahan jumlah penduduk, kebiasaan masyarakat, teknologi baru, musim dan iklim (Saleh, 1998).

Kondisi linier dinyatakan bahwa *intercept* dan *slope* tetap konstan untuk seluruh nilai variabel trend. Uji linieritas dilakukan dengan membagi dua data *time series* menjadi dua subtrend. Analisis trend ini menjadi model regresi berganda, dengan uji F akan terdapat perbedaan *intercept* dan *slope* dari kedua subtrend tersebut. Jika ada perbedaan yang signifikan, maka model regresi yang sesungguhnya tidak linier dalam jangka panjang. Secara grafik menunjukkan bahwa garis-garis subtrend tidak sejajar berarti ada perubahan subtrend dalam jangka panjang (Sumodiningrat, 2007).

E. Hipotesis

1. Diduga bahwa trend luas panen, produksi dan produktivitas jagung berbeda pada tiap periode dekade di daerah sentra produksi utama Indonesia.
2. Di daerah sentra produksi jagung utama Indonesia, diduga bahwa:
 - a. Harga jagung, harga jagung impor, dan harga pakan berpengaruh positif terhadap respons luas panen jagung.
 - b. Harga komoditi kompetitif dan upah buruh tani berpengaruh negatif terhadap respons luas panen jagung.
 - c. Harga sarana produksi berpengaruh negatif terhadap respons produktivitas jagung.
3. Di daerah sentra produksi jagung utama Indonesia, diduga bahwa:
 - a. Kebijakan intensifikasi, curah hujan, luas lahan irigasi, dan penawaran jagung sebelumnya berpengaruh positif terhadap respons produktivitas jagung
 - b. Anomali iklim *El Niño* dan *La Niña* dapat berpengaruh negatif terhadap respons luas panen jagung.

4. Diduga bahwa elastisitas penawaran jagung perbedaan antara jangka pendek dan jangka panjang di daerah sentra produksi utama Indonesia.

F. Metode Penelitian

Penelitian dilaksanakan di daerah sentra produksi utama Indonesia, meliputi Provinsi Lampung, Jawa Tengah, Jawa Timur dan Sulawesi Selatan. Observasi dilakukan dengan data *time series* periodisasi subround (tiga musim tanam jagung per tahun) selama 30 tahun. Analisis data yang digunakan adalah analisis trend dan *supply response* yang diestimasi dengan metode *Least Squares*. Analisis trend didesain dengan model regresi berganda. Analisis *supply response* didekati dengan model *Nerlove Partial Adjustment* dan *Pooled Estimation GLS (Generalized Least Squares)* dengan teknik *Cross-Section Dummy Variable*. *Supply response* disimulasi ke dalam enam model *lagged* periode musim tanam jagung.

G. Hasil Penelitian

1. Trend Luas Panen, Produksi, dan Produktivitas Jagung

Pada daerah sentra produksi utama di Indonesia, perkembangan luas panen, produksi dan produktivitas jagung dengan periodisasi tiga musim tanam jagung per tahun (subround) memiliki perbedaan trend setiap daerah, dan ada perubahan trend setiap dekade. Perkembangan produktivitas jagung terus meningkat dalam tiga dekade. Trend luas panen jagung memiliki perkembangan yang relatif stagnan, akibat kapasitas lahan yang terbatas dan sangat berfluktuasi, serta puncak luas panen hanya terjadi pada musim hujan.

Perkembangan jagung di Jawa Timur memiliki potensi yang paling tinggi (rata-rata jangka panjang luas panen, produksi dan produktivitas). Lampung dalam jangka panjang (tiga dekade) memiliki perkembangan luas panen, produksi dan produktivitas jagung yang relatif meningkat. Jawa Tengah, Jawa Timur dan Sulawesi Selatan memiliki perkembangan luas panen dan produksi jagung yang relatif stagnan, tetapi pada dekade terakhir perkembangan produksi jagung mengalami peningkatan. Sulawesi Selatan mempunyai perkembangan luas panen jagung meningkat tajam pada dekade terakhir.

2. Pengaruh Harga terhadap Respons Penawaran Jagung

Pada daerah sentra produksi utama, secara umum luas panen dan produktivitas jagung dipengaruhi oleh perubahan harga. Namun demikian, perubahan harga terhadap penawaran jagung tersebut yang paling lama direspons oleh petani yaitu luas panen (selang waktu enam musim tanam jagung), sedangkan produktivitas lebih cepat direspons (selang waktu tiga musim tanam jagung). Upaya peningkatan produktivitas jagung, petani jagung di Jawa Tengah paling responsif terhadap perubahan harga, sebaliknya petani jagung di Sulawesi Selatan kurang responsif.

Kenaikan harga jagung impor dan harga pakan berpengaruh terhadap peningkatan luas panen jagung. Di Sulawesi Selatan, kenaikan harga kedelai dan upah buruh tani berpengaruh terhadap peningkatan luas panen jagung. Petani jagung di Lampung paling responsif pada kenaikan harga pakan, sehingga dapat berpengaruh terhadap peningkatan luas panen jagung. Secara umum, kenaikan harga jagung mempengaruhi peningkatan produktivitas jagung. Respons petani akibat kenaikan harga benih jagung dan harga pupuk TSP tidak menurunkan produktivitas jagung.

Kenaikan harga beras dan harga ubi kayu berpengaruh pada penurunan luas panen jagung. Peningkatan harga pupuk urea dapat menurunkan produktivitas jagung. Walaupun harga jagung turun dari harga maksimum sebelumnya, maka respons petani pada rencana meningkatkan penawaran tidak menurunkan produktivitas jagung.

3. Pengaruh Kebijakan, Iklim, dan Irigasi terhadap Respons Penawaran Jagung

Pada daerah sentra produksi utama, secara umum penawaran jagung dipengaruhi oleh faktor non harga yaitu penawaran jagung periode sebelumnya, anomali iklim *El Niño*, dan kebijakan Bantuan Langsung Pupuk dan Benih (BLPB). Faktor non harga tersebut lebih cepat direspons oleh petani pada produktivitas jagung di Jawa Tengah.

Secara umum peningkatan penawaran jagung periode sebelumnya dapat berpengaruh terhadap rencana petani untuk peningkatan penawaran jagung periode selanjutnya. Adanya kebijakan BLPB dapat mempengaruhi peningkatan produktivitas jagung. Semakin panjang periode musim hujan, maka semakin meningkatkan produktivitas jagung di Lampung. Peningkatan luas lahan irigasi berpengaruh terhadap peningkatan produktivitas jagung di Jawa Timur, Jawa Tengah, dan Lampung. Secara umum, terjadinya anomali iklim *El Niño* berpengaruh terhadap penurunan luas panen jagung, khususnya di Jawa Tengah dan Jawa Timur sangat berpengaruh.

4. Elastisitas Penawaran Jagung dalam Jangka Pendek dan Jangka Panjang

Pada daerah sentra produksi utama, secara umum elastisitas penawaran jagung yang didasarkan pada periode analisis (subround) adalah kurang elastis (inelastis) terhadap harga jagung. Namun dalam jangka panjang, elastisitas penawaran jagung adalah lebih elastis terhadap harga jagung, karena terjadi penyesuaian respons petani dari penawaran jagung periode sebelumnya. Akibat perubahan harga jagung dalam jangka pendek dan jangka panjang, perilaku petani jagung di Indonesia lebih elastis produktivitasnya daripada luas panennya. Di Sulawesi Selatan, elastisitas penawaran jagung adalah paling elastis terhadap harga jagung, tetapi respons penawarannya paling lama. Sebaliknya di Jawa Tengah, elastisitas penawaran jagung kurang elastis terhadap harga jagung, tetapi respons penawarannya paling cepat (selang waktu dua musim tanam jagung).

H. Implikasi Kebijakan

1. Berdasarkan tingkat respons penawaran jagung akibat faktor-faktor harga dan non harga, maka kebijakan untuk menstimulasi respons petani dalam upaya peningkatan produksi jagung di Indonesia diprioritaskan pada kebijakan harga. Upaya tersebut dapat dilakukan melalui stimulus berupa subsidi benih unggul dan pupuk, peningkatan tarif impor jagung, serta dukungan terhadap industri pakan. Insentif tarif impor ini diharapkan dapat dialihkan pada subsidi

benih dan pupuk, yang bermuara kepada peningkatan kesejahteraan petani. Petani jagung lebih responsif terhadap harga pakan daripada harga jagung impor, sehingga dukungan terhadap industri pakan selayaknya dapat lebih diprioritaskan.

2. Hasil analisis elastisitas penawaran jagung terhadap harga jagung, yang lebih elastis adalah produktivitas jagung. Dari enam model lag, produktivitas jagung dapat direspons secara lebih cepat oleh petani. Upaya peningkatan produksi jagung diprioritaskan melalui intensifikasi, terutama untuk meningkatkan produktivitas jagung. Instrumen kebijakan yang mengarah pada intensifikasi dapat berupa pemberian bantuan sarana produksi pertanian yang berpihak pada kesejahteraan petani jagung. Dengan demikian, adanya kebijakan Bantuan Langsung Pupuk dan Benih Unggul (BLPB) yang telah berlangsung, perlu untuk dilanjutkan, karena kebijakan ini terbukti sangat direspons positif oleh petani dalam rangka peningkatan produktivitas jagung.
3. Elastisitas penawaran jagung terhadap harga jagung, dalam jangka panjang lebih elastis daripada jangka pendek. Elastisitas ini merupakan kondisi penyesuaian dari kebiasaan petani pada umumnya terhadap ekspektasi harga dan rencana petani, akibat perubahan harga jagung serta penawaran sebelumnya. Penawaran sebelumnya adalah kebiasaan petani yang hanya bergantung pada pengalaman dan pengetahuan petani dalam agribisnis jagung. Edukasi agribisnis melalui penyuluhan pertanian adalah penting untuk mengakselerasi respons petani jagung. Di sisi lain, dukungan kelembagaan keuangan, lembaga penjamin, resi gudang, ataupun asuransi pertanian diharapkan dapat mempercepat peningkatan produksi jagung nasional. Karena melalui dukungan kelembagaan tersebut maka petani dapat lebih ringan dalam menanggung risiko kerugian, sehingga mampu memperkuat posisi tawarnya.
4. Anomali iklim El Niño secara signifikan dapat mempengaruhi penurunan luas panen jagung, sehingga lebih berisiko gagal panen dan dapat mengancam ketahanan pangan. Iklim El Niño dapat mengakibatkan kekeringan luar biasa, oleh karena itu upaya peningkatan produksi jagung memerlukan strategi antisipasi, mitigasi, dan adaptasi terhadap dampak anomali iklim, agar risiko

gagal panen dapat dicegah. Antisipasi diupayakan untuk strategi persiapan menghadapi anomali iklim. Mitigasi diupayakan untuk mengurangi dampak anomali iklim dan pemanasan global akibat emisi karbon (gas rumah kaca). Adaptasi diupayakan untuk penyesuaian teknologi, manajemen dan kebijakan pertanian terhadap anomali iklim.

5. Usahatani padi dan ubikayu dalam penggunaan lahan sangat kompetitif dengan usahatani jagung, secara signifikan berkorelasi negatif luas panen jagung dengan harga beras dan harga ubikayu, maka diperlukan informasi pasar dan peran penyuluhan. Informasi pasar akan membantu petani untuk memutuskan jenis komoditi yang diusahakan agar lebih menguntungkan dan tidak over supply. Peran penyuluhan tanaman pangan untuk menata pola pertanaman pangan yang sesuai dengan potensi lahan pada lahan kering, dan pada sawah ada pola rotasi tanam yang sesuai dengan ketersediaan air irigasi.
6. Komoditi kedelai berkorelasi positif secara signifikan terhadap luas panen jagung, maka usahatani jagung dan kedelai dapat diupayakan secara serentak dalam penggunaan lahan.
7. Perkembangan luas panen jagung relatif stagnan, sehingga upaya peningkatan produksi jagung perlu dilakukan melalui ekstensifikasi terutama pada daerah-daerah pengembangan produksi jagung dan pemanfaatan lahan-lahan potensial yang mengacu pada strategi tata guna lahan.

SUPPLY RESPONSE ANALYSIS OF CORN IN THE MAIN PRODUCTION CENTER INDONESIA

SUMMARY

A. Background

Corn is one of the strategic commodities in the agriculture and economic development of Indonesia. This commodity has a multipurpose function, both for food and feed. Department of Agriculture (2010) states that the proportion of the use of corn for feed industry has reached 50 percent of the total national demand and expected to increase until 2020, up more than 60 percent. In Indonesia, the corn is the main food commodity after rice. In the life of Indonesian society, corn is still a mainstay of food. Besides being a source of income and employment, corn is also a commodity world trade that affect foreign exchange. In the future, corn production will increase, along with the increasing population and increasing public awareness of nutrition.

Lampung, Central Java, East Java, and South Sulawesi has reached the highest corn production in Indonesia for three decades, and has become the center of national corn production. Conditions of corn productivity in the national corn production centers mostly have higher productivity levels than the national productivity average only reached 4.29 tons per hectare (Deptan, 2010). These data provide an indication that the national corn production is highly dependent on the success of the corn in the four provinces, both pursued in extending and intensifying the increase in corn production. Indonesian corn conditions in the short run and long run described by changes in supply. It is assessed through the analysis of trends and responses corn farmer from economic phenomena, policy, climate, and irrigation.

B. Research Objectives

1. Analyzing the trend of harvested area, production, and corn productivity in the main production centers Indonesia.

2. Analyzing the effects of price to the response harvested area and response productivity of corn in the main production centers in Indonesia.
3. Analyzing the influence of policy, climate, and irrigation to the response harvested area and response productivity of corn in the main production centers Indonesia.
4. Analyzing the corn supply elasticity in the short run and long run in the main production centers Indonesia.

C. Review of Literature

Corn production during the period 1970-2000 increased by an average of 4.07 percent per year and Indonesia self-sufficient in corn before 1976, during 1983-1984, and in 2008 (Swastika *whitin* Swastika, et al., 2011). Over the last decade (2000-2009), the growth of corn production is quite high, with an average of 7.03 percent per year (BPS, 2010). Corn production in the country has not been able to meet the needs, so it is still necessary to import. Peak corn imports reached 1.83 million tonnes in 2006 (FAO *whitin* Swastika, et al., 2011).

Indonesian corn production is still low, due to the low productivity of the national corn approximately 4.23 tons per hectare (BBS, 2010). In fact, the potential productivity of corn hybrids ranged between 7-12 tons per hectare (Puslitbangtan *whitin* Swastika, et al., 2011). The results of the Bachtiar, et.al (Swastika, et al., 2011) suggests that the low corn productivity was due to corn production centers are still many farmers who use seed local varieties and high-yielding varieties outdated, whose seed yet refurbished. Problems in the dissemination of quality seeds is the price of superior seed which is expensive and seed availability at the farm level appropriate planting time.

Sumodiningrat (2007) describes the importance of time lag in the economic events, especially in decision-making to determine rate of the reaction producer of various measures taken. According to Gujarati (2007), the effect of the time lag in the model suggest a link dependent variable and the independent variables are not simultaneous. Then the dependent variable response to changes

in the independent variable unit with a time lag is due to the reason of psychological, technological, and institutional.

D. Basis Theory

1. Theory of Production and Supply of Corn

Boediono (2000) explains that the producers considered always choose the level of output with a maximum total profit (profit maximization), so that producers are in a position of equilibrium. Pindyck and Rubinfeld (2007) states that the rules of profit maximization is the marginal revenue equals marginal cost for all producers who compete or not.

The production function is only concerned with the combination of the number of inputs to produce some output. Supply indicates the relationship between price and quantity of production (Ritson *whitin* Irham, 1988). Tambunan (2003) revealed that supply response farm is an incentive factors (price) has positive effects on agricultural supply are analyzed from the aggregate output. Agricultural supply can be seen from the area of land under cultivation, output per hectare, and the harvest.

Supply of corn observed by the magnitude of the planned production by farmers. Quantitative corn supply response was measured by the elasticity of each independent variable. Total production of corn (Q) is result of multiplication of planting area (A) with productivity (Y).

$$Q = A \cdot Y \dots\dots\dots(1)$$

If Q, A, and Y are assumed function of the price (P), then differentiated to be the price elasticity (response) the supply corn (EQ), the elasticity of corn planting area (EA), and the elasticity of productivity of corn (EY) on the price of corn (P).

$$P/Q \cdot dQ/dP = P/Q \cdot dA/dP + P/Y \cdot dY/dP \dots\dots\dots(2)$$

$$E_Q = E_A + E_Y \dots\dots\dots(3)$$

The corn supply response can be estimated directly by using the production function, or indirectly by planting area function and the function of productivity (Mubyarto and Fletcher, 1975; Sumodiningrat, 1977; Irham, 1988).

Farmer response to price changes, measured by planting area (response area), not the actual production. According to Lim Lin Shu (Irham, 1988), the actual production is not the best proxy for the planned production. The reason, the area of response is based on agricultural production affected by natural factors, so that farmers do not have the ability to control it. As a result, farmers can not realize increase in production, which is planned at a certain period, which is a reaction to the price increases in the previous period, for example due to a long drought. Planting areas provide better guidance to the farmers' preferences, because farmers have a good mastery of these variables.

2. Supply Response with Partial Adjustment Nerlove Model

Response analysis of agricultural supply with Nerlove model is a model of dynamic supply which was developed in the context of the crop-by-crop supply response. Nerlove stated that the output (quantity or area) is a function of the expected price P_t^* (expected price), output adjustment Q_t^* (output adjustment), and several other variables Z_t (exogenous variables). The system models the Nerlove written by Askari and Cummings (Mamingi, 1996) is formulated as follows:

$$Q_t^* = \alpha + \alpha_p P_t^* + \alpha_z Z_t + U_t \dots\dots\dots(4)$$

$$P_t^* = P_{t-1}^* + \beta(P_{t-1} - P_{t-1}^*) \dots\dots\dots(5)$$

$$Q_t = Q_{t-1} + \gamma(Q_t^* - Q_{t-1}) \dots\dots\dots(6)$$

where Is:

Q_t = actual output period t

Q_t^* = Output customized / desired / planned period t

P_t = real price producer actual period t

P_t^* = real price producer expected the period t

Z_t = exogenous factors period t (supply shifters)

U_t = Error term

β = coefficient expectation ($0 < \beta < 1$)

γ = adjustment coefficient ($0 < \gamma < 1$)

$\alpha, \alpha_p, \alpha_z$ = Constanta and regression coefficients

Nerlove (Irham, 1988) assumes that farmers seek to maximize revenues based on the expected price in the coming period. Supply currently is the result of past decisions and previous expectation about the price of a commodity now. Changes in output prices that will come, will cause a change in the planned output. The increase in price expectation will raise the planned output. However, this increase is not necessarily evenly distributed in each period or the next plan.

Supply response models for seasonal crops developed by Nerlove is a partial adjustment model. The model is derived from the condition of the farmers who have fixed expectations and production plans at a certain price level.

$$Q_t^* = \alpha + \alpha_p P_{t-1} + U_t \dots\dots\dots(7)$$

Where Q_t^* is a farmer planned output in period t, if there is no difficulty in making adjustments. Variable Q_t^* can not be observed, it is assumed that the actual output of period t is equal to output the previous period (t-1) plus a factor that is proportional to the difference between the planned output current and output of the previous period, the formulation is:

$$Q_t - Q_{t-1} = \gamma [Q_t^* - Q_{t-1}] \dots\dots\dots(8)$$

Results substitution equation (7) into equation (8) is obtained equation simplification and added supply shifters.

$$Q_t = \gamma_0 + \gamma_1 Q_{t-1} + \gamma_2 P_{t-1} + \gamma_3 Z_t + W_t \dots\dots\dots(9)$$

Where $\gamma_0 = \alpha\gamma$; $\gamma_1 = (1-\gamma)$; $\gamma_2 = \alpha_p \gamma$; $W_t = \gamma U_t$ [U_t ; Z_t = supply shifters; and γ_3 = coefficient Z_t . Equation (9) all variables can be observed, the parameters can be estimated by the method of least squares (Irham, 1988).

3. Supply Response to Rising Price and Falling Price

Prices received by farmers, according to Tambunan (2003) is an agricultural supply response due to rising prices, which will be different from the response to the falling prices, although the percentage change in the same. Johnson (Mamingi, 1996) explains that the difference was due to the response in the agricultural sector there are some fixed assets (sticky assets), such as soil, trees, buildings, and equipment, which was bought at a high price (rising price), as well as the need to increase production. When prices are low (falling price),

these assets are not reduced or eliminated, if the sale will result in huge losses in the future (when prices are high again), because production capacity is not enough. Jaforullah (Mamingi, 1996) adds that it may also be caused by agricultural technological innovation.

Variable rising price and falling price to be observed, then the approach is the concept Trail et al. (Mamingi, 1996) with the formulation of decomposition rates.

$$P_{t-1}^N = P_{t-1}^N + \omega^N (P_t - P_t^{max}) \dots\dots\dots(10)$$

$$P_{t-1}^T = P_{t-1}^T + \omega^T (P_t - P_{1-t}) \dots\dots\dots(11)$$

Where is: P_{t-1}^N = rising price

P_{t-1}^T = falling price

P_t^{max} = previous maximum price

ω^N = 1, if $P_t > P_t^{max}$ and 0 otherwise

ω^T = 1, if $P_t < P_t^{max}$ and 0 otherwise

The length of the period of price increase and price decrease issues related to long-term assets (eternal assets). These assets are acquired when prices are high, and are not sold in the long run, when there is the price drops. It means short run asymmetry to the long run (Burton *whitin* Mamingi, 1996).

4. Concept of Elasticity of Supply

Quantitative measure of the response of farmers relating to the supply is size elasticity. The coefficient of elasticity can be used to estimate the response of farmers to price changes (Irham, 1988).

The elasticity of a function organized into an exponential regression model. This model can be estimated from the results of the natural logarithm transformation into equation (Widarjono, 2009).

$$\ln Q_t = \alpha_0 + \alpha_p \ln P_t + v_t \dots\dots\dots(12)$$

Equation (12) is estimated by the least squares method. The characteristics of this model is the slope coefficient of elasticity α_p as Q_t of P_t . This is the elasticity of supply on prices in the short run. Elasticity of supply in the long run can be identified by the Nerlove model.

Ghatak and Ingersent (1984) states that the model Nerlove (1958) developed from the expected price (P_t^*), which can determine the adjusted output (Q_t^*) in each production period. Actual output is partially changed in proportion to the difference between actual output of previous periods and long-term adjustment of output. Level adjustment (γ) associated with technical and institutional rigidity.

$$\ln Q_t = \gamma_0 + \gamma_1 \ln Q_{t-1} + \gamma_2 \ln P_{t-1} + \gamma_3 \ln Z_t + W_t \dots\dots\dots(13)$$

Where, γ_2 parameters of shortrun supply elasticity, whereas ($\gamma_2 / (1-\gamma_1)$) parameters of longrun supply elasticity (Tambunan, 2003).

This model is described by Nerlove as a model of pricing policy to stimulate the growth and stability of long-term impact, and of the change of producers price than the short-term effects. Adjustment of long-term mean for producers than ability in the short-term adjustment (Prayudi, 2009).

5. Trend Analysis

Trend analysis is formulated as a function of time T in the linear equation (Spiegel, 1988).

$$Q_t = a + b T \dots\dots\dots(14)$$

If the trend analysis examined in the short term, the trend shows a linear condition. While in the long term, many factors come affects fluctuations time series data, so that the condition of being a non-linear trend. Fluctuations in the long term due to changes in population, people's habits, new technology, season, and climate (Saleh, 1998).

Linear conditions indicated by the intercept and slope constant for the entire value of the variable trend. Linearity test is done by dividing the two time series data into two subtrend. This trend analysis into multiple regression model, the F test there will be differences in the intercept and the slope of the second subtrend. If there is a significant difference, the actual regression model is not linear in the long run. If viewed graphically then lines subtrend are not parallel, there is a change in the long-term subtrend (Sumodiningrat, 2007).

E. Hypothesis

1. Hypothesized that in the main corn production centers Indonesia, the trend of harvested area, production, and corn productivity show differences in each period of decades.
2. In the main corn production centers Indonesia, hypothesized that:
 - a. the price of corn, the price of imported corn, and feed prices can be a positive influence on response harvested area;
 - b. competitive commodity prices and agricultural labor can negatively affect to response harvested area;
 - c. the price of agricultural inputs can negatively affect to response corn productivity.
3. In the main corn production centers Indonesia, hypothesized that:
 - a. intensification policies, rainfall, irrigation land area, and supply of corn previous can be a positive influence on response corn productivity;
 - b. climate anomalies of El Niño and La Niña' can negatively affect to response harvested area;
4. Hypothesized that the elasticity of supply corn differ among short-run and long-run in the main production centers in Indonesia.

F. Research Methods

The experiment was conducted in the main corn production centers of Indonesia, covering the province of Lampung, Central Java, East Java, and South Sulawesi. Observation was done with the data time series periodicity subround (three corn planting season per year) for 30 years. Analysis of the data used is the analysis of trends and supply response is estimated by the method of least squares. Trend analysis is designed with multiple regression models. Analysis of supply response is approached by a model Nerlove Partial Adjustment and Pooled Estimation GLS (Generalized Least Squares) with Cross-Section Dummy techniques Variable. Supply response simulated in the model lagged period of six corn planting season.

G. Research Results

1. Trend in Harvested Area, Production and Productivity of Corn

On the the main production centers in Indonesia, the development of harvested area, production and productivity of corn with periodicity three corn planting season per year (subround) have different trends of each area, and there is a trend change every decade. The development of corn productivity continues to increase in three decades. Trend corn harvested area has growth of relatively stagnant, due to the limited capacity of the land and very volatile, as well as the broad peak harvest only occurs during the rainy season.

The development of the harvested area, production and productivity of corn in East Java has the potential highest (long-term average). Lampung in the long term (three decades) has a developments harvested area, production and productivity of corn relatively increased. Central Java, East Java, and South Sulawesi has a developments harvested area and production of corn relatively stagnant, but in the last decade developments corn production has increased. South Sulawesi has a developments corn harvested area which rose sharply in the last decade.

2. The influence of the Price to Corn Supply Response

On the main production centers, generally harvested area and productivity corn is affected by price changes. However, changes in the price of corn to supply the longest responded by farmers that harvest area (an interval of six corn planting period), while the corn productivity more quickly respond (an interval of three corn planting period). In an effort to increase the productivity of corn, the corn farmers in Central Java, the most responsive to price changes, whereas corn farmers in South Sulawesi less responsive.

The increase in the price of corn imports and feed prices may affect the increase in area harvested corn. In South Sulawesi, the increase in the price of soybeans and agricultural labor can affect the increase in area harvested corn. Corn farmers in Lampung most responsive to rising feed prices, so as to affect the

increase in area harvested corn. In general, the increase in corn prices affect the increase in productivity of corn. The response of farmers due to price increases for corn and TSP fertilizer prices do not reduce the productivity corn.

The increase in the price of rice and cassava prices can affect the decrease in corn harvested area. The increase in the price of urea fertilizer can reduce the productivity of corn. Although corn prices down from the previous maximum price, but the response of farmers to plan increase in the supply did not decrease productivity corn.

3. Effect of Policy, Climate, and Irrigation to Corn Supply Response

On the main production centers, in general, the supply corn is influenced by non-price factors, namely the supply corn the previous period, the climate anomaly El Niño, and policy Direct Assistance Fertilizers and Seeds (BLPB). In Central Java, non-price factors are more quickly responded by farmers, especially to corn productivity.

In general, the increase in supply corn previous period may affect farmers plan to the increase in the supply of corn the next period. The existence BLPB policy can affect the increase in corn productivity. In Lampung, the longer the period of the rainy season, it will increase the productivity corn. In East Java, Central Java, and Lampung, the increase in irrigated land area may affect the increase in productivity of maize. In Central Java and East Java, in general, the occurrence of El Niño climate anomalies will greatly affect the decrease in corn harvested area.

4. Elasticity of Supply Corn in the Short Run and Long Run

On the main production centers, in general, the corn supply elasticity is based on the analysis period (subround) is less elastic (inelastic) to the price of corn. But in the long term, corn supply elasticity is more elastic to the price of corn, because the adjustment of the response of farmers corn supply previous period. Due to changes in the price of corn in the short run and long run, the behavior of corn farmers in Indonesia is more elastic to corn productivity rather

than corn harvested area. In South Sulawesi, corn supply elasticity is the most elastic of the price of corn, but the corn supply response is the latest. By contrast, in Central Java, corn supply elasticity is less elastic to the price of corn, but the corn supply response is the fastest (interval of two periods of planting corn).

H. Policy Implications

1. Based on the corn supply response due to factors of price and non-price, then the policy to stimulate the response of farmers in an effort to increase corn production in Indonesia is prioritized on the pricing policy. Such efforts can be done through the stimulus in the form of improved seed and fertilizer subsidies, an increase in tariffs on imports corn, as well as support for the feed industry. Incentives import tariff is expected to be transferred to the seed and fertilizer subsidy, which leads to the improving the welfare of farmers. Corn farmers more responsive to the price of feed than the price of imported corn, so that support for the feed industry should be able to be prioritized.
2. The results of the analysis of corn supply elasticity of the price corn, the more elastic is the productivity corn. Of the six models lag, corn productivity can respond more quickly by farmers. Prioritized efforts to increase of corn production through intensification, especially to increase the productivity corn. Policy instruments that lead to the intensification may be of assistance means of agricultural production in favor of the welfare of corn farmers. Thus, the policy of Direct Assistance Fertilizer and Superior Seed that has been going on, need to be continued, as this policy proved very positive response by farmers in order to increase the productivity of corn.
3. Elasticity of corn supply to the price of corn, more elastic in the long term than the short term. This elasticity is the adjustment condition of the habits in general farmers against of price expectations and farmers plan, due to changes in the price of corn as well as the previous supply. Previous supply is the habit of farmers who only rely on the experience and knowledge of farmers in agribusiness of corn. Agribusiness education through agricultural extension is essential to accelerate the response of corn farmers. On the other hand, the

support of financial institutions, guarantee institution, warehouse receipts, or agricultural insurance is expected to accelerate the increase in the national corn production. Because through the support of institutional, the farmers can lower in bear the risk of loss, so that they can strengthen the bargaining position of farmers.

4. El Niño climatic anomalies can significantly affect the decrease in harvested area corn, so that more risky threatening food security. Climate *El Niño* can lead to extraordinary drought, therefore efforts to increase crop production requires a strategy of anticipation, mitigation, and adaptation to the impacts of climate anomalies, so that decrease in harvested area and the risk of crop failure can be prevented. Anticipation strived to preparation strategy to face of climate anomalies. Mitigation strived to reduce the impact of climate anomalies and global warming due to carbon emissions (greenhouse gases). Adaptation strived for adjustment technology, management and agricultural policies on climate anomalies.
5. Farming of rice and cassava in land use are very competitive with corn planting, so the corn harvested area significantly negatively correlated with the price of rice and cassava prices, therefore the necessary market information and counseling role. Market information will help farmers to decide the type of commodity cultivated to be more profitable and not over-supply. The role of extension crops to organize food planting pattern in accordance with the potential of land on dry land and in the rice fields, thus, obtained crop rotation patterns that accordance with the availability of irrigation water.
6. Soybean commodity significantly positively correlated to the corn harvested area, then farming of corn and soybeans can be pursued simultaneously in land use.
7. The development of corn harvested area has been relatively stagnant, thus improving the production corn needs to be done through the extensification, especially in the areas corn production development and utilization of potential land refers to land use strategy.

LAMP IRAN

Lampiran 1. Frekuensi dan Persentase Peluang Bulanan Anomali Iklim El Nino dan La Nina setiap 10 tahun pada 3 Delake

Periode Dekade	Bulan	Frekuensi dalam 10 tahun		Peluang (%/10 thn)	
		El Nino	La Nina	El Nino	La Nina
Dekade I 1982-1991	Jan	1	2	10	20
	Feb	4	1	40	10
	Mar	3	0	30	0
	Apr	3	2	30	20
	Mei	2	3	20	30
	Juni	3	1	30	10
	Juli	2	2	20	20
	Agus	2	2	20	20
	Sept	3	2	30	20
	Okt	2	1	20	10
	Nov	2	1	20	10
	Des	3	1	30	10
Dekade II 1992-2001	Jan	2	2	20	20
	Feb	2	3	20	30
	Mar	3	2	30	20
	Apr	6	2	60	20
	Mei	4	0	40	0
	Juni	4	2	40	20
	Juli	3	1	30	10
	Agus	4	1	40	10
	Sept	2	2	20	20
	Okt	4	3	40	30
	Nov	1	3	10	30
	Des	3	2	30	20
Dekade III 2002-2011	Jan	2	3	20	30
	Feb	2	3	20	30
	Mar	1	2	10	20
	Apr	2	3	20	30
	Mei	3	2	30	20
	Juni	2	0	20	0
	Juli	1	1	10	10
	Agus	2	2	20	20
	Sept	0	2	0	20
	Okt	2	3	20	30
	Nov	1	3	10	30
	Des	1	4	10	40
Potensi Anomali Iklim (Rata-Rata Jangka Panjang 30 thn)				24	19

Sumber: Diolah dari data *Monthly Southern Oscillation Index (SOI)*, Bureau of Meteorology (BoM), National Climate Centre, Climate Analysis Section, Australia's national weather, climate and water agency. (<http://www.bom.gov.au/climate/current/soihtm1.shtml>)

Lampiran 2. Rara-Rata 10 tahun Luas Panen, Produksi, Produktivitas dan Persentase Perubahan dari Potensi Jagung di Lampung, Jawa Tengah, Jawa Timur dan Sulawesi Selatan

Periode Dekade	Subround	Perkembangan Jagung			Perubahan dari Potensi (%)		
		Luas Panen (ribu ha)	Produksi (ribu ton)	Produktivitas (ton/ha)	Luas Panen	Luas Panen	Produktivitas
Dekade-1 1982-1991	I	81,79	168,23	2,06	84,44	55,48	71,96
	II	47,86	97,17	2,03	49,41	32,05	71,02
	III	24,30	48,05	1,98	25,09	15,85	69,18
Dekade-2 1992-2001	I	175,25	466,70	2,66	180,93	153,92	93,16
	II	118,78	322,11	2,71	122,64	106,23	94,87
	III	45,70	118,09	2,58	47,18	38,95	90,40
Dekade-3 2002-2011	I	194,10	799,03	4,12	200,40	263,52	144,01
	II	135,37	531,88	3,93	139,76	175,41	137,45
	III	48,58	177,68	3,66	50,15	58,60	127,96
Potensi Lampung		96,86	303,22	2,86	100,00	100,00	100,00
Dekade-1 1982-1991	I	199,25	424,77	2,13	103,86	76,00	72,77
	II	143,10	317,75	2,22	74,59	56,85	75,80
	III	219,72	457,01	2,08	114,53	81,77	71,00
Dekade-2 1992-2001	I	268,11	667,42	2,49	139,75	119,41	84,98
	II	149,80	409,11	2,73	78,08	73,20	93,23
	III	171,67	493,49	2,87	89,48	88,30	98,13
Dekade-3 2002-2011	I	291,22	1.129,75	3,88	151,80	202,13	132,43
	II	151,64	616,94	4,07	79,04	110,38	138,88
	III	132,13	513,96	3,89	68,87	91,96	132,78
Potensi Jawa Tengah		191,85	558,91	2,93	100,00	100,00	100,00
Dekade-1 1982-1991	I	635,92	1.258,94	1,98	165,76	113,82	67,43
	II	219,11	450,73	2,06	57,11	40,75	70,06
	III	239,42	518,39	2,17	62,41	46,87	73,74
Dekade-2 1992-2001	I	681,97	1.769,97	2,60	177,76	160,03	88,39
	II	241,73	648,07	2,68	63,01	58,59	91,31
	III	254,03	706,24	2,78	66,22	63,85	94,69
Dekade-3 2002-2011	I	663,90	2.395,35	3,61	173,05	216,57	122,88
	II	264,55	1.036,93	3,92	68,96	93,75	133,49
	III	252,15	1.169,74	4,64	65,72	105,76	158,00
Potensi Jawa Timur		383,64	1.106,04	2,94	100,00	100,00	100,00
Dekade-1 1982-1991	I	450,73	304,31	1,58	212,54	131,63	60,47
	II	518,39	99,90	1,45	76,11	43,21	55,43
	III	1.769,97	19,64	1,52	14,20	8,49	58,42
Dekade-2 1992-2001	I	648,07	464,30	2,32	220,25	200,84	89,03
	II	706,24	188,95	2,39	87,15	81,73	91,57
	III	2.395,35	32,25	2,10	16,94	13,95	80,43
Dekade-3 2002-2011	I	1.036,93	543,88	3,74	160,13	235,26	143,45
	II	1.169,74	295,39	4,16	78,21	127,77	159,50
	III	31,31	132,05	4,22	34,49	57,12	161,71
Potensi Sulawesi Selatan		90,78	231,19	2,61	100,00	100,00	100,00

Sumber: BPS, Deptan (diolah)

Keterangan: Potensi = Rata-Rata Jangka Panjang 30 tahun (1982-2011)

Lampiran 3.1.1. Hasil Estimasi Model Trend Linier Produksi Jagung di Lampung dengan Metode OLS Melalui *software Eviews 7*

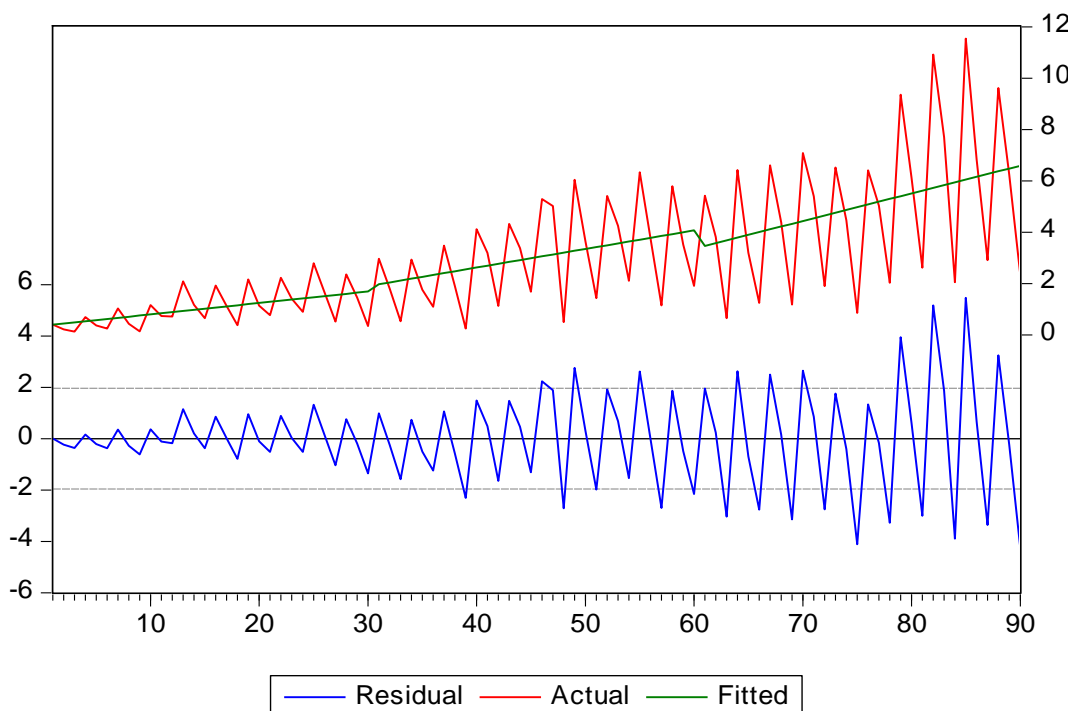
Dependent Variable: P_L
 Method: Least Squares
 Date: 04/20/14 Time: 21:04
 Sample: 1 90
 Included observations: 90
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.353689	0.149050	2.372961	0.0199
ST1	0.044590	0.011126	4.007719	0.0001
ST2	0.072284	0.021813	3.313795	0.0014
ST3	0.107558	0.039247	2.740541	0.0075
DST2	1.548923	0.350412	4.420287	0.0000
DST3	3.007796	0.540477	5.565077	0.0000

R-squared	0.464312	Mean dependent var	3.032162
Adjusted R-squared	0.432426	S.D. dependent var	2.604315
S.E. of regression	1.962026	Akaike info criterion	4.250173
Sum squared resid	323.3619	Schwarz criterion	4.416827
Log likelihood	-185.2578	Hannan-Quinn criter.	4.317378
F-statistic	14.56155	Durbin-Watson stat	2.735410
Prob(F-statistic)	0.000000		

Keterangan :

Ada heteroskedastisitas dan autokorelasi, maka diperbaiki dengan Metode *Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent (HAC) Covariance Matrix* (Bartlett kernel, Newey-West).



1. Hasil Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	78.10342	Prob. F(2,82)	0.0000
Obs*R-squared	59.01852	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Keterangan :

Prob. Chi-Square(2) < 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 ditolak berarti fungsi Autoregresif orde 1-2 (AR 1-2) dari variabel residual mempunyai (koefisien $\neq 0$), ada autokorelasi.

2. Hasil Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	11.16510	Prob. F(5,84)	0.0000
Obs*R-squared	35.93261	Prob. Chi-Square(5)	0.0000

Keterangan :

Prob. Chi-Square(5) < 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 ditolak berarti fungsi varian dari variabel residual mempunyai (koefisien $\neq 0$), ada heteroskedastisitas.

3. Hasil Uji Multikolinearitas

Covariance Analysis: Ordinary

Date: 04/21/14 Time: 04:16

Sample: 1 90

Included observations: 90

Correlation	ST1	ST2	ST3	DST2	DST3
ST1	1.000000				
ST2	-0.340659	1.000000			
ST3	-0.340659	-0.340659	1.000000		
DST2	-0.412710	0.825420	-0.412710	1.000000	
DST3	-0.412710	-0.412710	0.825420	-0.500000	1.000000

Lampiran 3.1.2. Hasil Estimasi Model Trend Linier Luas Panen Jagung di Lampung dengan Metode OLS Melalui *software* Eviews 7

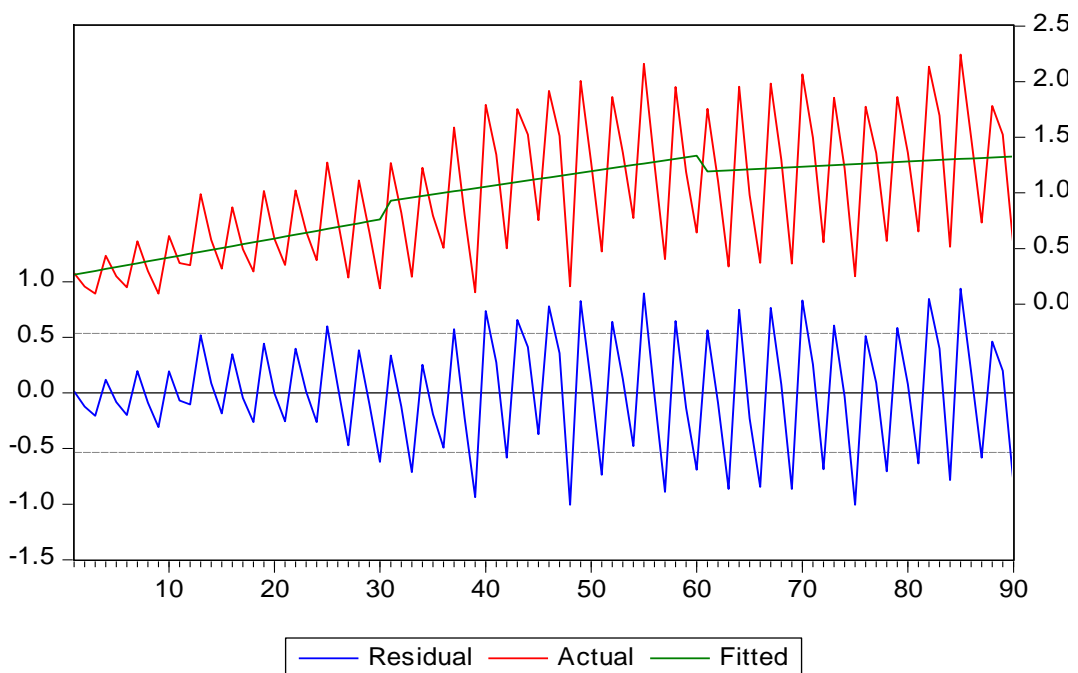
Dependent Variable: A_L
 Method: Least Squares
 Date: 04/20/14 Time: 03:22
 Sample: 1 90
 Included observations: 90
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.247749	0.067544	3.667988	0.0004
ST1	0.017123	0.005064	3.381039	0.0011
ST2	0.013923	0.007514	1.852937	0.0674
ST3	0.004724	0.007647	0.617700	0.5384
DST2	0.668881	0.144142	4.640418	0.0000
DST3	0.939204	0.144769	6.487585	0.0000

R-squared	0.308647	Mean dependent var	0.968585
Adjusted R-squared	0.267495	S.D. dependent var	0.624795
S.E. of regression	0.534741	Akaike info criterion	1.650271
Sum squared resid	24.01959	Schwarz criterion	1.816925
Log likelihood	-68.26218	Hannan-Quinn criter.	1.717475
F-statistic	7.500168	Durbin-Watson stat	2.800090
Prob(F-statistic)	0.000007		

Keterangan :

Ada heteroskedastisitas dan autokorelasi, maka diperbaiki dengan Metode *Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent (HAC) Covariance Matrix* (Bartlett kernel, Newey-West).



1. Hasil Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	100.0977	Prob. F(2,82)	0.0000
Obs*R-squared	63.84790	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Keterangan :

Prob. Chi-Square(2) < 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 ditolak berarti fungsi Autoregresif orde 1-2 (AR 1-2) dari variabel residual mempunyai (koefisien $\neq 0$), ada autokorelasi.

2. Hasil Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	5.554515	Prob. F(5,84)	0.0002
Obs*R-squared	22.36266	Prob. Chi-Square(5)	0.0004

Keterangan :

Prob. Chi-Square(5) < 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 ditolak berarti fungsi varian dari variabel residual mempunyai (koefisien $\neq 0$), ada heteroskedastisitas.

3. Hasil Uji Multikolinearitas

Covariance Analysis: Ordinary

Date: 04/21/14 Time: 07:56

Sample: 1 90

Included observations: 90

Correlation	ST1	ST2	ST3	DST2	DST3
ST1	1.000000				
ST2	-0.340659	1.000000			
ST3	-0.340659	-0.340659	1.000000		
DST2	-0.412710	0.825420	-0.412710	1.000000	
DST3	-0.412710	-0.412710	0.825420	-0.500000	1.000000

Lampiran 3.1.3. Hasil Estimasi Model Trend Linier Produktivitas Jagung di Lampung dengan Metode OLS Melalui *software Eviews 7*

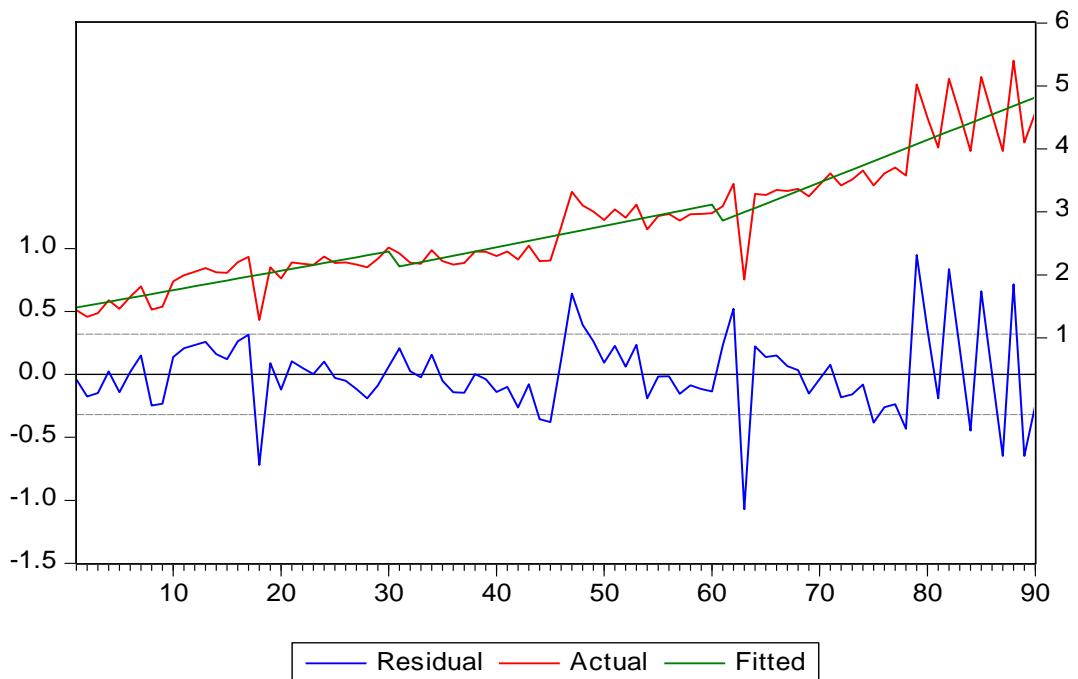
Dependent Variable: Y_L
 Method: Least Squares
 Date: 04/21/14 Time: 08:00
 Sample: 1 90
 Included observations: 90
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.449911	0.069578	20.83861	0.0000
ST1	0.030742	0.003234	9.507097	0.0000
ST2	0.033983	0.003793	8.959562	0.0000
ST3	0.067514	0.006887	9.803496	0.0000
DST2	0.648737	0.097651	6.643409	0.0000
DST3	1.342960	0.118676	11.31619	0.0000

R-squared	0.892679	Mean dependent var	2.797046
Adjusted R-squared	0.886291	S.D. dependent var	0.946531
S.E. of regression	0.319178	Akaike info criterion	0.618205
Sum squared resid	8.557468	Schwarz criterion	0.784859
Log likelihood	-21.81923	Hannan-Quinn criter.	0.685410
F-statistic	139.7393	Durbin-Watson stat	2.187550
Prob(F-statistic)	0.000000		

Keterangan :

Ada heteroskedastisitas, maka diperbaiki dengan Metode *Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent (HAC) Covariance Matrix* (Bartlett kernel, Newey-West).



1. Hasil Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.602263	Prob. F(2,82)	0.5500
Obs*R-squared	1.302901	Prob. Chi-Square(2)	0.5213

Keterangan :

Prob. Chi-Square(2) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi Autoregresif orde 1-2 (AR 1-2) dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada autokorelasi.

2. Hasil Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	3.339175	Prob. F(5,84)	0.0084
Obs*R-squared	14.92244	Prob. Chi-Square(5)	0.0107

Keterangan :

Prob. Chi-Square(5) < 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 ditolak berarti fungsi varian dari variabel residual mempunyai (koefisien $\neq 0$), ada heteroskedastisitas.

3. Hasil Uji Multikolinearitas

Covariance Analysis: Ordinary

Date: 04/21/14 Time: 08:07

Sample: 1 90

Included observations: 90

Correlation	ST1	ST2	ST3	DST2	DST3
ST1	1.000000				
ST2	-0.340659	1.000000			
ST3	-0.340659	-0.340659	1.000000		
DST2	-0.412710	0.825420	-0.412710	1.000000	
DST3	-0.412710	-0.412710	0.825420	-0.500000	1.000000

Lampiran 3.2.1. Hasil Estimasi Model Trend Linier Produksi Jagung di Jawa Tengah dengan Metode OLS Melalui *software* Eviews 7

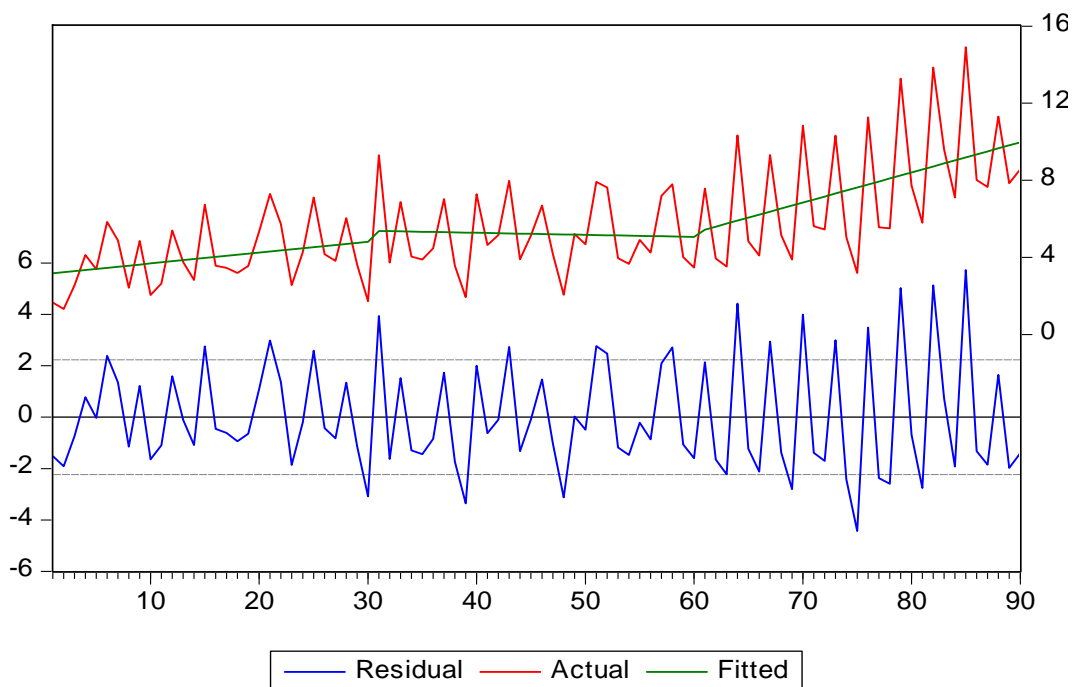
Dependent Variable: P_G
 Method: Least Squares
 Date: 04/21/14 Time: 08:31
 Sample: 1 90
 Included observations: 90
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.123918	0.620354	5.035701	0.0000
ST1	0.056421	0.036214	1.557983	0.1230
ST2	-0.010565	0.032992	-0.320240	0.7496
ST3	0.156200	0.034265	4.558517	0.0000
DST2	2.259385	0.774501	2.917212	0.0045
DST3	2.161153	0.802784	2.692072	0.0086

R-squared	0.397621	Mean dependent var	5.641383
Adjusted R-squared	0.361765	S.D. dependent var	2.795013
S.E. of regression	2.232924	Akaike info criterion	4.508842
Sum squared resid	418.8199	Schwarz criterion	4.675496
Log likelihood	-196.8979	Hannan-Quinn criter.	4.576046
F-statistic	11.08943	Durbin-Watson stat	2.562266
Prob(F-statistic)	0.000000		

Keterangan :

Ada heteroskedastisitas dan autokorelasi, maka diperbaiki dengan Metode *Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent (HAC) Covariance Matrix* (Bartlett kernel, Newey-West).



1. Hasil Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	17.93071	Prob. F(2,82)	0.0000
Obs*R-squared	27.38409	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Keterangan :

Prob. Chi-Square(2) < 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 ditolak berarti fungsi Autoregresif orde 1-2 (AR 1-2) dari variabel residual mempunyai (koefisien $\neq 0$), ada autokorelasi.

2. Hasil Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	3.833282	Prob. F(5,84)	0.0035
Obs*R-squared	16.72033	Prob. Chi-Square(5)	0.0051

Keterangan :

Prob. Chi-Square(5) < 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 ditolak berarti fungsi varian dari variabel residual mempunyai (koefisien $\neq 0$), ada heteroskedastisitas.

3. Hasil Uji Multikolinearitas

Covariance Analysis: Ordinary

Date: 04/21/14 Time: 08:34

Sample: 1 90

Included observations: 90

Correlation	ST1	ST2	ST3	DST2	DST3
ST1	1.000000				
ST2	-0.340659	1.000000			
ST3	-0.340659	-0.340659	1.000000		
DST2	-0.412710	0.825420	-0.412710	1.000000	
DST3	-0.412710	-0.412710	0.825420	-0.500000	1.000000

Lampiran 3.2.2. Hasil Estimasi Model Trend Linier Luas Panen Jagung di Jawa Tengah dengan Metode OLS Melalui *software* Eviews 7

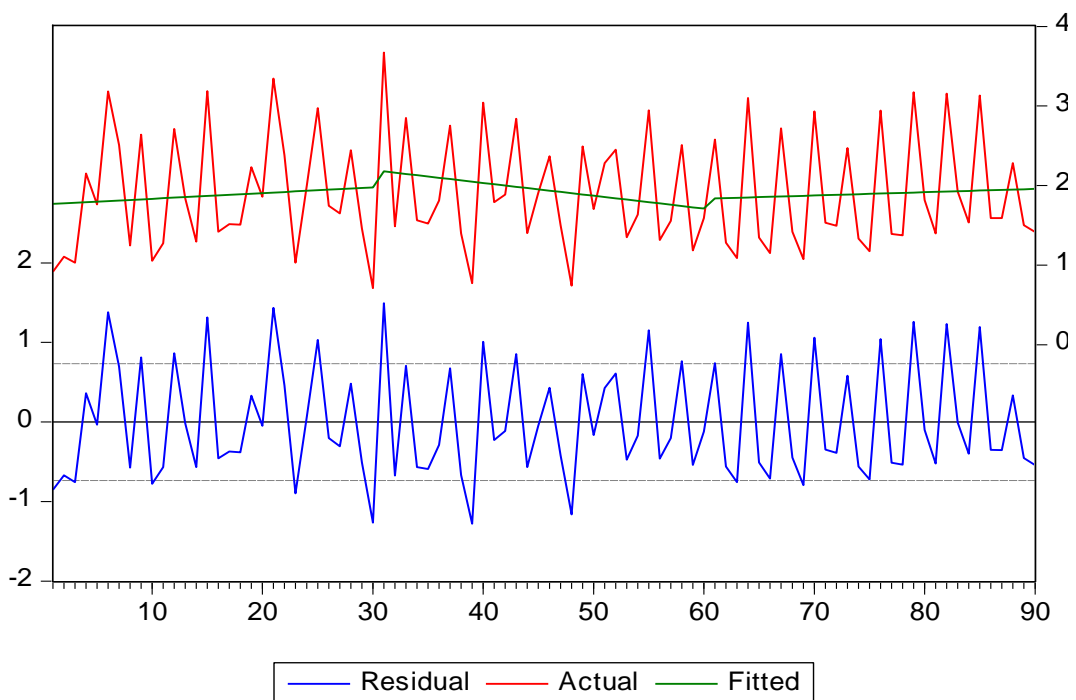
Dependent Variable: A_G
 Method: Least Squares
 Date: 04/21/14 Time: 08:36
 Sample: 1 90
 Included observations: 90
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.762418	0.318129	5.539952	0.0000
ST1	0.007170	0.017305	0.414304	0.6797
ST2	-0.016113	0.010914	-1.476402	0.1436
ST3	0.004121	0.009252	0.445402	0.6572
DST2	0.432344	0.354323	1.220195	0.2258
DST3	0.072078	0.350527	0.205629	0.8376

R-squared	0.017711	Mean dependent var	1.905643
Adjusted R-squared	-0.040759	S.D. dependent var	0.719587
S.E. of regression	0.734105	Akaike info criterion	2.284011
Sum squared resid	45.26846	Schwarz criterion	2.450665
Log likelihood	-96.78051	Hannan-Quinn criter.	2.351216
F-statistic	0.302905	Durbin-Watson stat	2.589460
Prob(F-statistic)	0.909861		

Keterangan :

Ada autokorelasi, maka diperbaiki dengan Metode *Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent (HAC) Covariance Matrix* (Bartlett kernel, Newey-West).



1. Hasil Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	14.94738	Prob. F(2,82)	0.0000
Obs*R-squared	24.04517	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Keterangan :

Prob. Chi-Square(2) < 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 ditolak berarti fungsi Autoregresif orde 1-2 (AR 1-2) dari variabel residual mempunyai (koefisien $\neq 0$), ada autokorelasi.

2. Hasil Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.714853	Prob. F(5,84)	0.6140
Obs*R-squared	3.673268	Prob. Chi-Square(5)	0.5973

Keterangan :

Prob. Chi-Square(5) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi varian dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada heteroskedastisitas.

3. Hasil Uji Multikolinearitas

Covariance Analysis: Ordinary

Date: 04/21/14 Time: 08:41

Sample: 1 90

Included observations: 90

Correlation	ST1	ST2	ST3	DST2	DST3
ST1	1.000000				
ST2	-0.340659	1.000000			
ST3	-0.340659	-0.340659	1.000000		
DST2	-0.412710	0.825420	-0.412710	1.000000	
DST3	-0.412710	-0.412710	0.825420	-0.500000	1.000000

Lampiran 3.2.3. Hasil Estimasi Model Trend Linier Produktivitas Jagung di Jawa Tengah dengan Metode OLS Melalui *software Eviews 7*

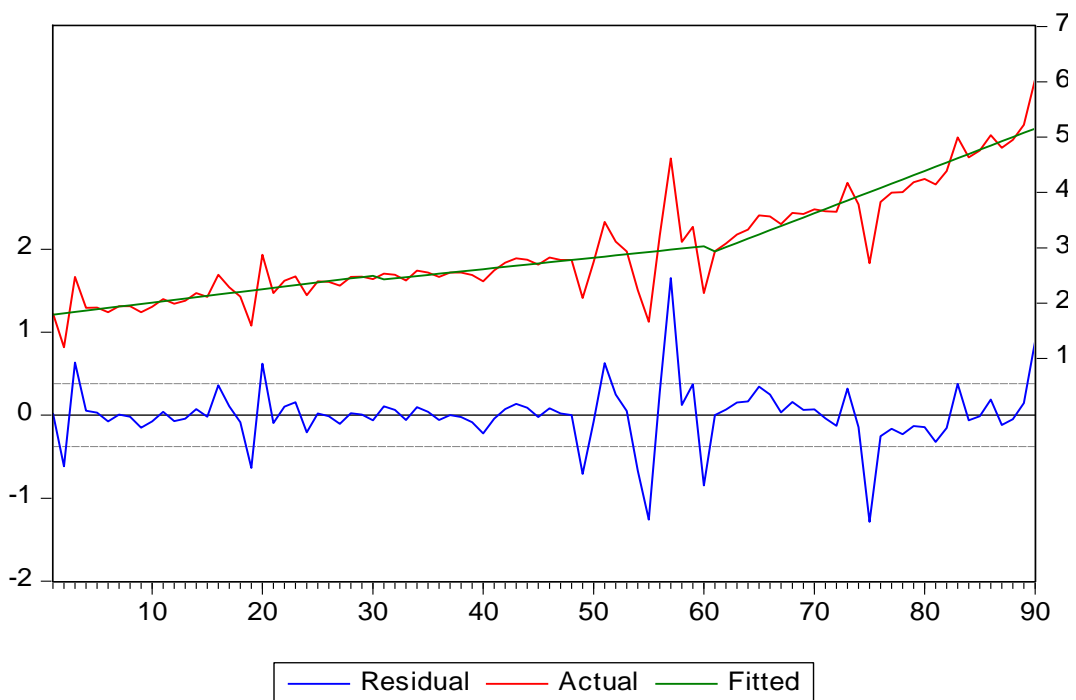
Dependent Variable: Y_G
 Method: Least Squares
 Date: 04/21/14 Time: 08:44
 Sample: 1 90
 Included observations: 90
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.767007	0.059074	29.91155	0.0000
ST1	0.024252	0.002965	8.178867	0.0000
ST2	0.020693	0.009715	2.130059	0.0361
ST3	0.076535	0.007611	10.05589	0.0000
DST2	0.639802	0.109567	5.839383	0.0000
DST3	1.091306	0.139912	7.799921	0.0000

R-squared	0.857023	Mean dependent var	2.971693
Adjusted R-squared	0.848513	S.D. dependent var	0.974118
S.E. of regression	0.379140	Akaike info criterion	0.962517
Sum squared resid	12.07474	Schwarz criterion	1.129171
Log likelihood	-37.31324	Hannan-Quinn criter.	1.029721
F-statistic	100.7017	Durbin-Watson stat	1.740766
Prob(F-statistic)	0.000000		

Keterangan :

Ada heteroskedastisitas dan autokorelasi, maka diperbaiki dengan Metode *Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent (HAC) Covariance Matrix* (Bartlett kernel, Newey-West).



1. Hasil Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.707607	Prob. F(2,82)	0.0727
Obs*R-squared	5.575337	Prob. Chi-Square(2)	0.0616

Keterangan :

Prob. Chi-Square(2) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi Autoregresif orde 1-2 (AR 1-2) dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada autokorelasi.

2. Hasil Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	3.792009	Prob. F(5,84)	0.0038
Obs*R-squared	16.57346	Prob. Chi-Square(5)	0.0054

Keterangan :

Prob. Chi-Square(5) < 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 ditolak berarti fungsi varian dari variabel residual mempunyai (koefisien $\neq 0$), ada heteroskedastisitas.

3. Hasil Uji Multikolinearitas

Covariance Analysis: Ordinary

Date: 04/21/14 Time: 08:59

Sample: 1 90

Included observations: 90

Correlation	ST1	ST2	ST3	DST2	DST3
ST1	1.000000				
ST2	-0.340659	1.000000			
ST3	-0.340659	-0.340659	1.000000		
DST2	-0.412710	0.825420	-0.412710	1.000000	
DST3	-0.412710	-0.412710	0.825420	-0.500000	1.000000

Lampiran 3.3.1. Hasil Estimasi Model Trend Linier Produksi Jagung di Jawa Timur dengan Metode OLS Melalui *software* Eviews 7

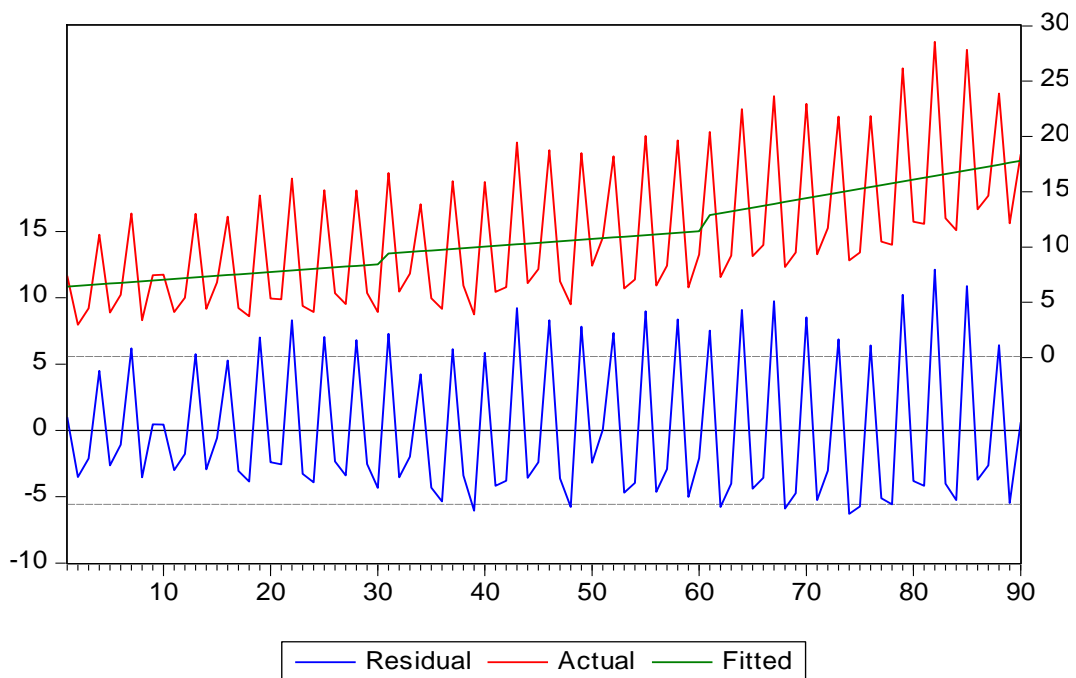
Dependent Variable: P_M
 Method: Least Squares
 Date: 04/21/14 Time: 09:01
 Sample: 1 90
 Included observations: 90
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6.346902	0.738457	8.594816	0.0000
ST1	0.069675	0.048651	1.432138	0.1558
ST2	0.069258	0.063984	1.082432	0.2822
ST3	0.168876	0.066010	2.558341	0.0123
DST2	2.993842	1.321246	2.265923	0.0260
DST3	6.375579	1.411324	4.517444	0.0000

R-squared	0.285719	Mean dependent var	11.06039
Adjusted R-squared	0.243202	S.D. dependent var	6.407019
S.E. of regression	5.573732	Akaike info criterion	6.338347
Sum squared resid	2609.585	Schwarz criterion	6.505001
Log likelihood	-279.2256	Hannan-Quinn criter.	6.405552
F-statistic	6.720139	Durbin-Watson stat	2.943013
Prob(F-statistic)	0.000026		

Keterangan :

Ada heteroskedastisitas dan autokorelasi, maka diperbaiki dengan Metode *Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent (HAC) Covariance Matrix* (Bartlett kernel, Newey-West).



1. Hasil Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	209.5096	Prob. F(2,82)	0.0000
Obs*R-squared	75.27003	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Keterangan :

Prob. Chi-Square(2) < 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 ditolak berarti fungsi Autoregresif orde 1-2 (AR 1-2) dari variabel residual mempunyai (koefisien $\neq 0$), ada autokorelasi.

2. Hasil Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	2.788616	Prob. F(5,84)	0.0222
Obs*R-squared	12.81231	Prob. Chi-Square(5)	0.0252

Keterangan :

Prob. Chi-Square(5) < 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 ditolak berarti fungsi varian dari variabel residual mempunyai (koefisien $\neq 0$), ada heteroskedastisitas.

3. Hasil Uji Multikolinearitas

Covariance Analysis: Ordinary

Date: 04/21/14 Time: 09:05

Sample: 1 90

Included observations: 90

Correlation	ST1	ST2	ST3	DST2	DST3
ST1	1.000000				
ST2	-0.340659	1.000000			
ST3	-0.340659	-0.340659	1.000000		
DST2	-0.412710	0.825420	-0.412710	1.000000	
DST3	-0.412710	-0.412710	0.825420	-0.500000	1.000000

Lampiran 3.3.2. Hasil Estimasi Model Trend Linier Luas Panen Jagung di Jawa Timur dengan Metode OLS Melalui *software* Eviews 7

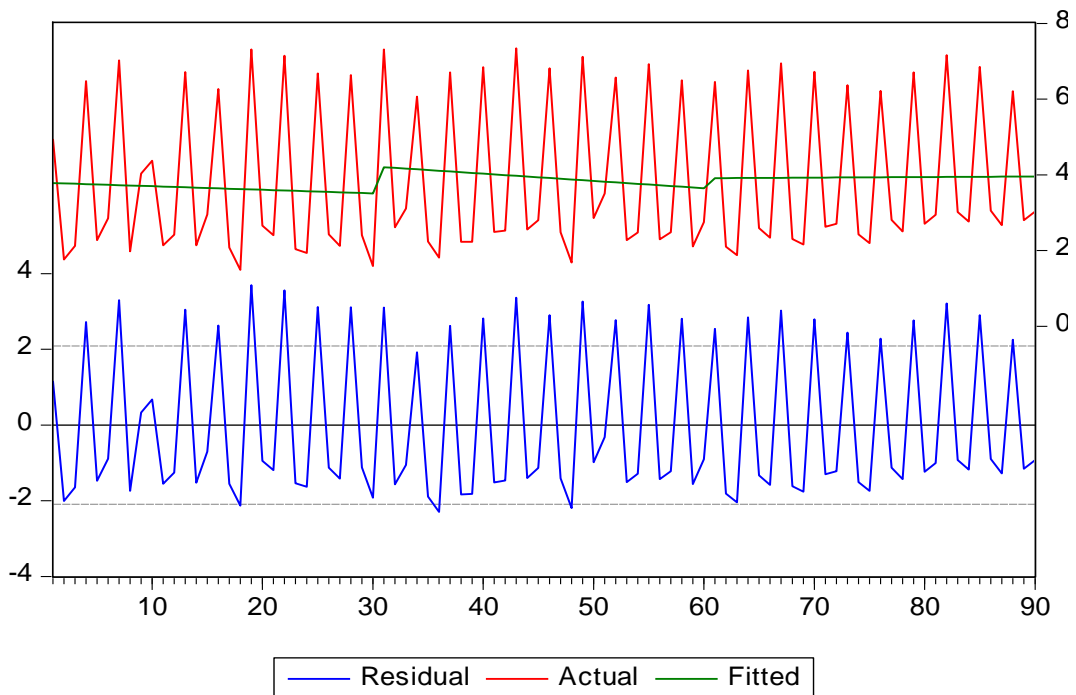
Dependent Variable: A_M
 Method: Least Squares
 Date: 04/21/14 Time: 09:06
 Sample: 1 90
 Included observations: 90
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.793981	0.388207	9.773079	0.0000
ST1	-0.009406	0.023438	-0.401303	0.6892
ST2	-0.019159	0.025180	-0.760864	0.4489
ST3	0.001541	0.021562	0.071467	0.9432
DST2	0.428756	0.592388	0.723776	0.4712
DST3	0.117463	0.556922	0.210914	0.8335

R-squared	0.007118	Mean dependent var	3.836433
Adjusted R-squared	-0.051983	S.D. dependent var	2.035666
S.E. of regression	2.087905	Akaike info criterion	4.374540
Sum squared resid	366.1852	Schwarz criterion	4.541194
Log likelihood	-190.8543	Hannan-Quinn criter.	4.441745
F-statistic	0.120433	Durbin-Watson stat	2.935056
Prob(F-statistic)	0.987510		

Keterangan :

Ada autokorelasi, maka diperbaiki dengan Metode *Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent (HAC) Covariance Matrix* (Bartlett kernel, Newey-West).



1. Hasil Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	272.4417	Prob. F(2,82)	0.0000
Obs*R-squared	78.22747	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Keterangan :

Prob. Chi-Square(2) < 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 ditolak berarti fungsi Autoregresif orde 1-2 (AR 1-2) dari variabel residual mempunyai (koefisien $\neq 0$), ada autokorelasi.

2. Hasil Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.542745	Prob. F(5,84)	0.7434
Obs*R-squared	2.816571	Prob. Chi-Square(5)	0.7282

Keterangan :

Prob. Chi-Square(5) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi varian dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada heteroskedastisitas.

3. Hasil Uji Multikolinearitas

Covariance Analysis: Ordinary

Date: 04/21/14 Time: 09:10

Sample: 1 90

Included observations: 90

Correlation	ST1	ST2	ST3	DST2	DST3
ST1	1.000000				
ST2	-0.340659	1.000000			
ST3	-0.340659	-0.340659	1.000000		
DST2	-0.412710	0.825420	-0.412710	1.000000	
DST3	-0.412710	-0.412710	0.825420	-0.500000	1.000000

Lampiran 3.3.3. Hasil Estimasi Model Trend Linier Produktivitas Jagung di Jawa Timur dengan Metode OLS Melalui *software* Eviews 7

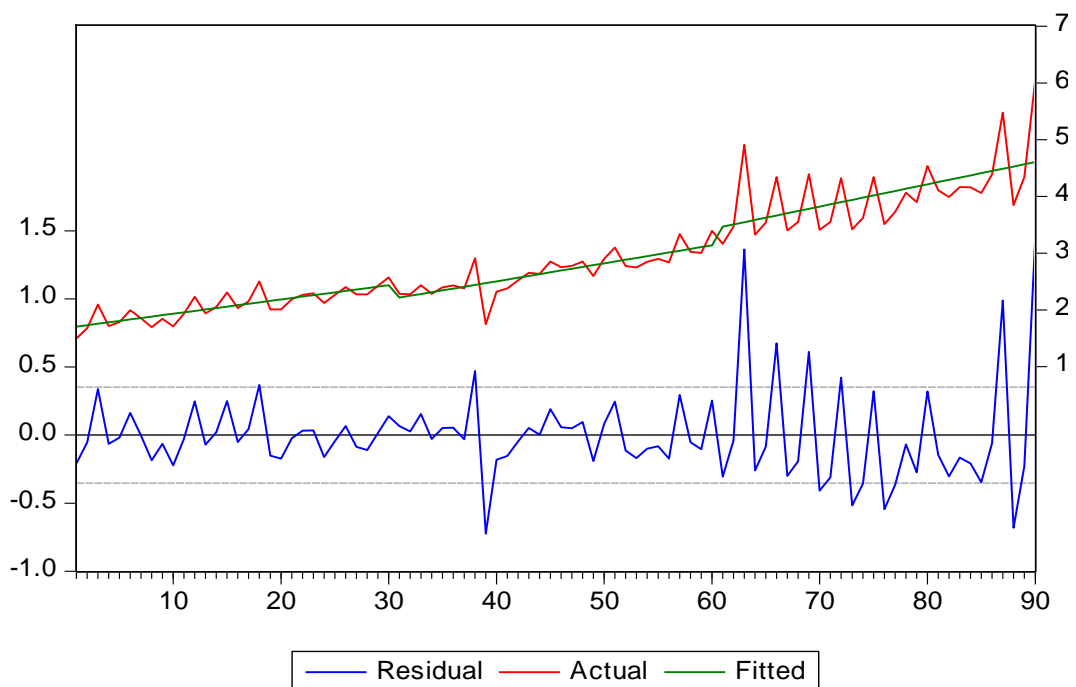
Dependent Variable: Y_M
 Method: Least Squares
 Date: 04/21/14 Time: 09:12
 Sample: 1 90
 Included observations: 90
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.680941	0.047876	35.11039	0.0000
ST1	0.025142	0.002253	11.15790	0.0000
ST2	0.031758	0.003162	10.04350	0.0000
ST3	0.039242	0.010892	3.602683	0.0005
DST2	0.504497	0.082913	6.084671	0.0000
DST3	1.747723	0.180047	9.707024	0.0000

R-squared	0.867308	Mean dependent var	2.928414
Adjusted R-squared	0.859409	S.D. dependent var	0.938382
S.E. of regression	0.351850	Akaike info criterion	0.813117
Sum squared resid	10.39907	Schwarz criterion	0.979771
Log likelihood	-30.59027	Hannan-Quinn criter.	0.880322
F-statistic	109.8088	Durbin-Watson stat	2.213976
Prob(F-statistic)	0.000000		

Keterangan :

Ada heteroskedastisitas dan autokorelasi, maka diperbaiki dengan Metode *Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent (HAC) Covariance Matrix* (Bartlett kernel, Newey-West).



1. Hasil Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	11.53710	Prob. F(2,82)	0.0000
Obs*R-squared	19.76392	Prob. Chi-Square(2)	0.0001

Keterangan :

Prob. Chi-Square(2) < 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 ditolak berarti fungsi Autoregresif orde 1-2 (AR 1-2) dari variabel residual mempunyai (koefisien $\neq 0$), ada autokorelasi.

2. Hasil Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	3.005813	Prob. F(5,84)	0.0152
Obs*R-squared	13.65877	Prob. Chi-Square(5)	0.0179

Keterangan :

Prob. Chi-Square(5) < 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 ditolak berarti fungsi varian dari variabel residual mempunyai (koefisien $\neq 0$), ada heteroskedastisitas.

3. Hasil Uji Multikolinearitas

Covariance Analysis: Ordinary

Date: 04/21/14 Time: 09:15

Sample: 1 90

Included observations: 90

Correlation	ST1	ST2	ST3	DST2	DST3
ST1	1.000000				
ST2	-0.340659	1.000000			
ST3	-0.340659	-0.340659	1.000000		
DST2	-0.412710	0.825420	-0.412710	1.000000	
DST3	-0.412710	-0.412710	0.825420	-0.500000	1.000000

Lampiran 3.4.1. Hasil Estimasi Model Trend Linier Produksi Jagung di Sulawesi Selatan dengan Metode OLS Melalui *software* Eviews 7

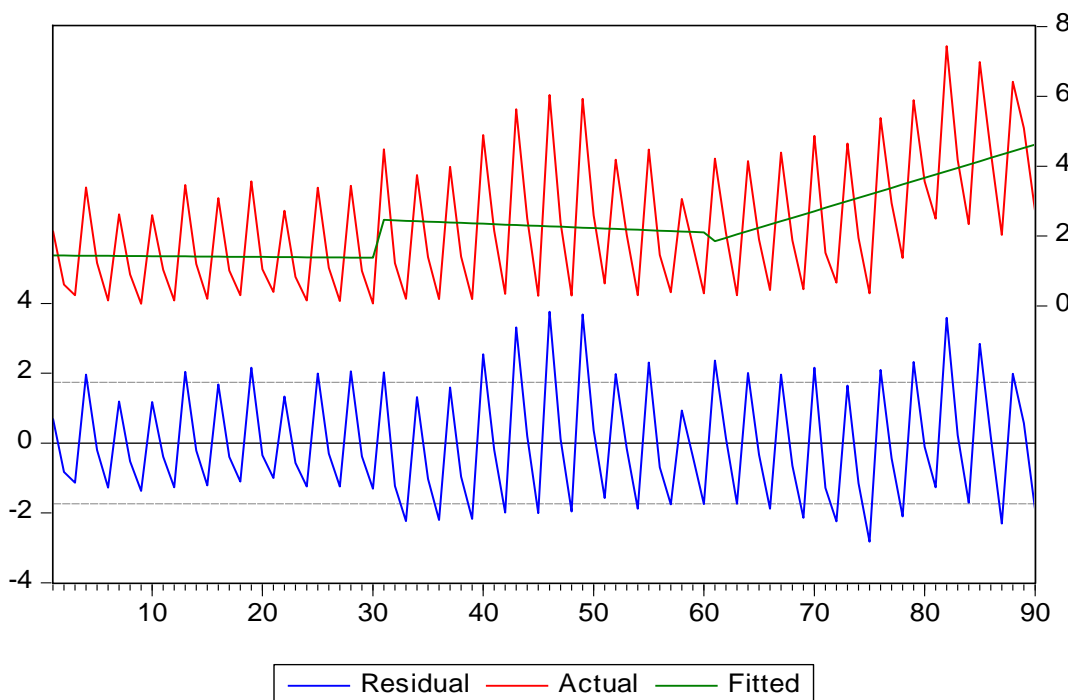
Dependent Variable: P_S
 Method: Least Squares
 Date: 04/21/14 Time: 09:17
 Sample: 1 90
 Included observations: 90
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.448051	0.220039	6.580889	0.0000
ST1	-0.002274	0.013410	-0.169537	0.8658
ST2	-0.012306	0.024557	-0.501101	0.6176
ST3	0.095308	0.023589	4.040313	0.0001
DST2	1.027712	0.512023	2.007159	0.0479
DST3	0.312410	0.478973	0.652250	0.5160

R-squared	0.218057	Mean dependent var	2.311859
Adjusted R-squared	0.171513	S.D. dependent var	1.909410
S.E. of regression	1.737969	Akaike info criterion	4.007652
Sum squared resid	253.7250	Schwarz criterion	4.174306
Log likelihood	-174.3443	Hannan-Quinn criter.	4.074856
F-statistic	4.684954	Durbin-Watson stat	2.805246
Prob(F-statistic)	0.000803		

Keterangan :

Ada autokorelasi, maka diperbaiki dengan Metode *Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent (HAC) Covariance Matrix* (Bartlett kernel, Newey-West).



1. Hasil Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	79.55957	Prob. F(2,82)	0.0000
Obs*R-squared	59.39272	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Keterangan :

Prob. Chi-Square(2) < 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 ditolak berarti fungsi Autoregresif orde 1-2 (AR 1-2) dari variabel residual mempunyai (koefisien $\neq 0$), ada autokorelasi.

2. Hasil Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.965016	Prob. F(5,84)	0.0922
Obs*R-squared	9.424528	Prob. Chi-Square(5)	0.0933

Keterangan :

Prob. Chi-Square(5) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi varian dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada heteroskedastisitas.

3. Hasil Uji Multikolinearitas

Covariance Analysis: Ordinary

Date: 04/21/14 Time: 09:21

Sample: 1 90

Included observations: 90

Correlation	ST1	ST2	ST3	DST2	DST3
ST1	1.000000				
ST2	-0.340659	1.000000			
ST3	-0.340659	-0.340659	1.000000		
DST2	-0.412710	0.825420	-0.412710	1.000000	
DST3	-0.412710	-0.412710	0.825420	-0.500000	1.000000

Lampiran 3.4.2. Estimasi Model Trend Linier Luas Panen Jagung di Sulawesi Selatan dengan Metode OLS Melalui *software* Eviews 7

Dependent Variable: A_S

Method: Least Squares

Date: 04/21/14 Time: 09:24

Sample: 1 90

Included observations: 90

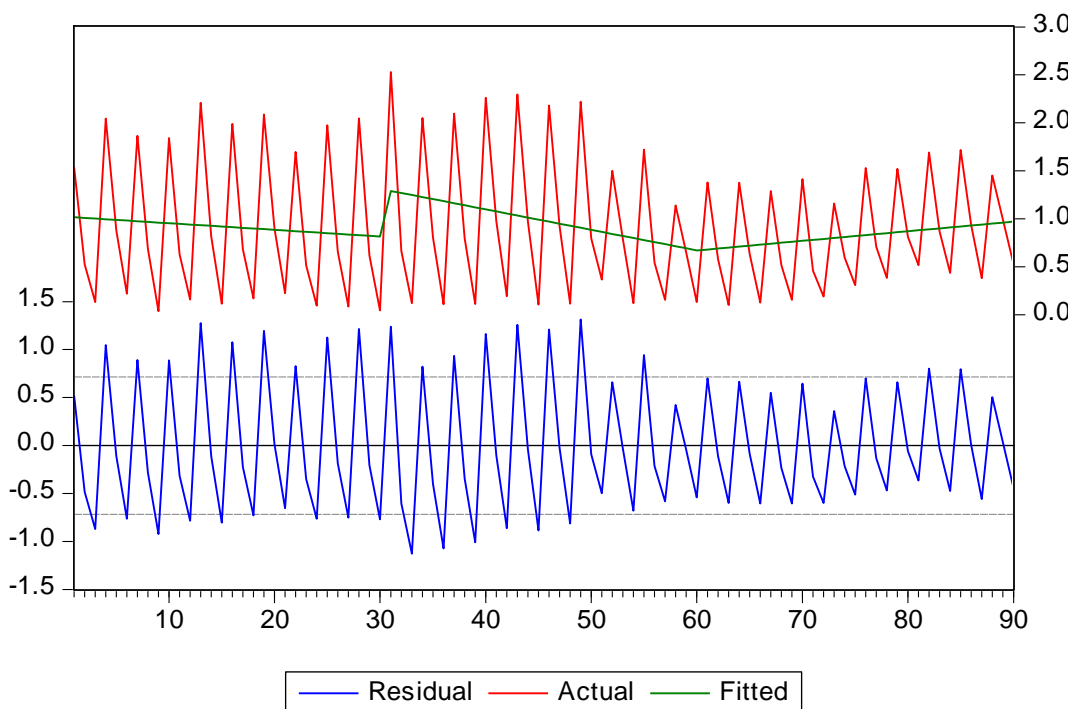
HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.023346	0.139153	7.354083	0.0000
ST1	-0.006899	0.008156	-0.845896	0.4000
ST2	-0.021337	0.009614	-2.219447	0.0292
ST3	0.009981	0.006075	1.642866	0.1041
DST2	0.288819	0.238056	1.213241	0.2284
DST3	-0.352457	0.179547	-1.963037	0.0530

R-squared	0.038426	Mean dependent var	0.907814
Adjusted R-squared	-0.018811	S.D. dependent var	0.709540
S.E. of regression	0.716182	Akaike info criterion	2.234577
Sum squared resid	43.08505	Schwarz criterion	2.401231
Log likelihood	-94.55595	Hannan-Quinn criter.	2.301781
F-statistic	0.671355	Durbin-Watson stat	2.901483
Prob(F-statistic)	0.646254		

Keterangan :

Ada heteroskedastisitas dan autokorelasi, maka diperbaiki dengan Metode *Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent (HAC) Covariance Matrix* (Bartlett kernel, Newey-West).



1. Hasil Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	204.2862	Prob. F(2,82)	0.0000
Obs*R-squared	74.95635	Prob. Chi-Square(2)	0.0000

Keterangan :

Prob. Chi-Square(2) < 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 ditolak berarti fungsi Autoregresif orde 1-2 (AR 1-2) dari variabel residual mempunyai (koefisien $\neq 0$), ada autokorelasi.

2. Hasil Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	4.391672	Prob. F(5,84)	0.0013
Obs*R-squared	18.65122	Prob. Chi-Square(5)	0.0022

Keterangan :

Prob. Chi-Square(5) < 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 ditolak berarti fungsi varian dari variabel residual mempunyai (koefisien $\neq 0$), ada heteroskedastisitas.

3. Hasil Uji Multikolinearitas

Covariance Analysis: Ordinary

Date: 04/21/14 Time: 09:28

Sample: 1 90

Included observations: 90

Correlation	ST1	ST2	ST3	DST2	DST3
ST1	1.000000				
ST2	-0.340659	1.000000			
ST3	-0.340659	-0.340659	1.000000		
DST2	-0.412710	0.825420	-0.412710	1.000000	
DST3	-0.412710	-0.412710	0.825420	-0.500000	1.000000

Lampiran 3.4.3. Estimasi Model Trend Linier Produktivitas Jagung di Sulawesi Selatan dengan Metode OLS Melalui *software* Eviews 7

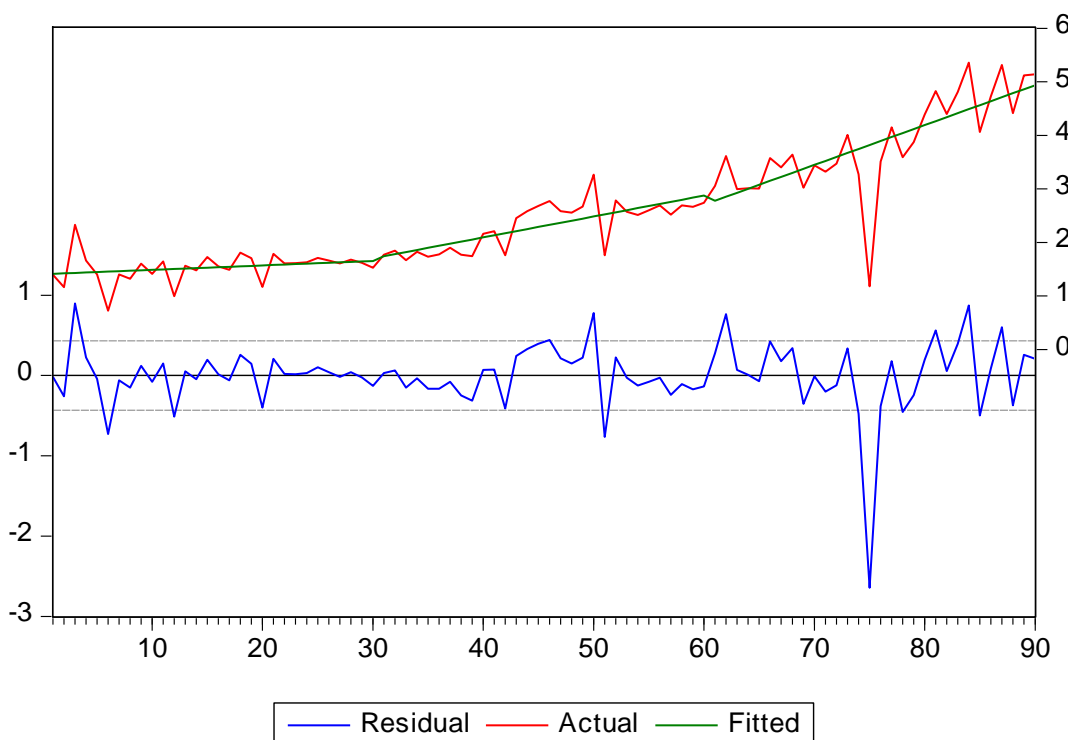
Dependent Variable: Y_S
 Method: Least Squares
 Date: 04/21/14 Time: 09:36
 Sample: 1 90
 Included observations: 90

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.405859	0.161742	8.691980	0.0000
ST1	0.008264	0.009111	0.907097	0.3670
ST2	0.039035	0.009111	4.284506	0.0000
ST3	0.074348	0.009111	8.160519	0.0000
DST2	0.298577	0.228738	1.305323	0.1953
DST3	1.299275	0.228738	5.680195	0.0000

R-squared	0.864490	Mean dependent var	2.566988
Adjusted R-squared	0.856424	S.D. dependent var	1.139886
S.E. of regression	0.431919	Akaike info criterion	1.223185
Sum squared resid	15.67057	Schwarz criterion	1.389839
Log likelihood	-49.04332	Hannan-Quinn criter.	1.290390
F-statistic	107.1759	Durbin-Watson stat	1.761417
Prob(F-statistic)	0.000000		

Keterangan :

Ada heteroskedastisitas dan autokorelasi, maka diperbaiki dengan Metode *Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent (HAC) Covariance Matrix* (Bartlett kernel, Newey-West).



1. Hasil Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.829221	Prob. F(2,82)	0.4400
Obs*R-squared	1.784158	Prob. Chi-Square(2)	0.4098

Keterangan :

Prob. Chi-Square(2) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi Autoregresif orde 1-2 (AR 1-2) dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada autokorelasi.

2. Hasil Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.653776	Prob. F(5,84)	0.6594
Obs*R-squared	3.371183	Prob. Chi-Square(5)	0.6430

Keterangan :

Prob. Chi-Square(5) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi varian dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada heteroskedastisitas.

3. Hasil Uji Multikolinearitas

Covariance Analysis: Ordinary

Date: 04/21/14 Time: 09:38

Sample: 1 90

Included observations: 90

Correlation	ST1	ST2	ST3	DST2	DST3
ST1	1.000000				
ST2	-0.340659	1.000000			
ST3	-0.340659	-0.340659	1.000000		
DST2	-0.412710	0.825420	-0.412710	1.000000	
DST3	-0.412710	-0.412710	0.825420	-0.500000	1.000000

Lampiran 4.1.1. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Lampung pada Lag-1

Dependent Variable: LN_A_L
 Method: Least Squares
 Date: 03/16/14 Time: 17:07
 Sample (adjusted): 2 90
 Included observations: 89 after adjustments
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 No d.f. adjustment for standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-8,788381	2,543841	-3,454768	0,0009
LN_A_L(-1)	-0,285354	0,080611	-3,539906	0,0007
LN_HJG_L(-1)	0,459745	0,143215	3,210178	0,0019
LN_HJN1_L(-1)	0,780925	0,203355	3,840197	0,0003
LN_HBR_L(-1)	1,428886	0,333318	4,286852	0,0001
LN_HKD_L(-1)	0,623399	0,456213	1,366467	0,1758
LN_HUK_L(-1)	0,381736	0,376678	1,013429	0,3140
LN_UBT_L(-1)	-0,458709	0,445950	-1,028611	0,3069
LN_HJI_L(-1)	-0,010305	0,062479	-0,164933	0,8694
LN_HPK_L(-1)	-0,364177	0,429644	-0,847625	0,3993
DEL_L	0,104660	0,136770	0,765225	0,4465
DLA_L	0,119539	0,144684	0,826207	0,4112
R-squared	0,376425	Mean dependent var	4,311061	
Adjusted R-squared	0,287342	S.D. dependent var	0,818308	
S.E. of regression	0,690808	Akaike info criterion	2,222921	
Sum squared resid	36,74557	Schwarz criterion	2,558468	
Log likelihood	-86,92000	Hannan-Quinn criter,	2,358170	
F-statistic	4,225586	Durbin-Watson stat	2,048953	
Prob(F-statistic)	0,000067			

Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.435944	Prob. F(1,76)	0.2345
Obs*R-squared	1,650384	Prob. Chi-Square(1)	0.1989

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) > ($\alpha = 5\%$), tidak autokorelasi

Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.299008	Prob. F(11,77)	0.2413
Obs*R-squared	13.93079	Prob. Chi-Square(11)	0.2368

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) > ($\alpha = 5\%$), tidak heteroskedastisitas

Lampiran 4.1.2. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Lampung pada Lag-2

Dependent Variable: LN_A_L
 Method: Least Squares
 Date: 03/16/14 Time: 17:24
 Sample (adjusted): 3 90
 Included observations: 88 after adjustments
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 No d.f. adjustment for standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,602082	4,290560	0,140327	0,8888
LN_A_L(-2)	-0,208672	0,080945	-2,577955	0,0119
LN_HJG_L(-2)	0,417759	0,144784	2,885404	0,0051
LN_HJN2_L(-2)	0,114675	0,285460	0,401721	0,6890
LN_HBR_L(-2)	0,478872	0,383177	1,249742	0,2152
LN_HKD_L(-2)	0,313591	0,537462	0,583466	0,5613
LN_HUK_L(-2)	0,501649	0,436421	1,149461	0,2540
LN_UBT_L(-2)	-0,043388	0,420845	-0,103097	0,9182
LN_HJI_L(-2)	-0,117624	0,050447	-2,331622	0,0224
LN_HPK_L(-2)	-0,693137	0,343557	-2,017528	0,0472
DEL_L	0,076836	0,179694	0,427592	0,6702
DLA_L	0,168783	0,151928	1,110936	0,2701
R-squared	0,295084	Mean dependent var		4,328609
Adjusted R-squared	0,193057	S.D. dependent var		0,805979
S.E. of regression	0,724011	Akaike info criterion		2,318103
Sum squared resid	39,83857	Schwarz criterion		2,655922
Log likelihood	-89,99653	Hannan-Quinn criter,		2,454202
F-statistic	2,892213	Durbin-Watson stat		2,269263
Prob(F-statistic)	0,003145			

Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	3.461247	Prob. F(1,75)	0.0667
Obs*R-squared	3,882041	Prob. Chi-Square(1)	0.0488

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) < ($\alpha = 5\%$), autokorelasi

Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	3.638650	Prob. F(11,76)	0.0004
Obs*R-squared	30,35732	Prob. Chi-Square(11)	0.0014

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) < ($\alpha = 5\%$), heteroskedastisitas

Lampiran 4.1.3. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Lampung pada Lag-3

Dependent Variable: LN_A_L
 Method: Least Squares
 Date: 03/16/14 Time: 17:30
 Sample (adjusted): 4 90
 Included observations: 87 after adjustments
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 No d.f. adjustment for standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-2,166854	1,565921	-1,383756	0,1705
LN_A_L(-3)	0,762844	0,068377	11,15651	0,0000
LN_HJG_L(-3)	0,071251	0,079261	0,898942	0,3716
LN_HJN3_L(-3)	0,052208	0,117039	0,446075	0,6568
LN_HBR_L(-3)	0,221393	0,283849	0,779968	0,4379
LN_HKD_L(-3)	-0,148049	0,168056	-0,880951	0,3812
LN_HUK_L(-3)	-0,122596	0,177537	-0,690537	0,4920
LN_UBT_L(-3)	-0,362014	0,248019	-1,459620	0,1486
LN_HJI_L(-3)	0,031668	0,034520	0,917379	0,3619
LN_HPK_L(-3)	0,905646	0,230681	3,925974	0,0002
DEL_L	-0,134971	0,090427	-1,492595	0,1397
DLA_L	0,055953	0,084804	0,659796	0,5114
R-squared	0,760905	Mean dependent var		4,352556
Adjusted R-squared	0,725838	S.D. dependent var		0,778528
S.E. of regression	0,407641	Akaike info criterion		1,170582
Sum squared resid	12,46283	Schwarz criterion		1,510707
Log likelihood	-38,92031	Hannan-Quinn criter,		1,307540
F-statistic	21,69848	Durbin-Watson stat		1,976367
Prob(F-statistic)	0,000000			

Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.000127	Prob. F(1,74)	0.9910
Obs*R-squared	0.000149	Prob. Chi-Square(1)	0.9903

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) > ($\alpha = 5\%$), tidak autokorelasi

Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.230492	Prob. F(11,75)	0.2824
Obs*R-squared	13.30068	Prob. Chi-Square(11)	0.2741

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) > ($\alpha = 5\%$), tidak heteroskedastisitas

Lampiran 4.1.4. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Lampung pada Lag-4

Dependent Variable: LN_A_L
 Method: Least Squares
 Date: 03/16/14 Time: 17:53
 Sample (adjusted): 5 90
 Included observations: 86 after adjustments
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 No d.f. adjustment for standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-10,88931	2,320402	-4,692857	0,0000
LN_A_L(-4)	-0,415173	0,067716	-6,131086	0,0000
LN_HJG_L(-4)	0,430610	0,132972	3,238341	0,0018
LN_HJN4_L(-4)	0,201969	0,138881	1,454262	0,1501
LN_HBR_L(-4)	1,892431	0,257773	7,341452	0,0000
LN_HKD_L(-4)	0,708930	0,355623	1,993486	0,0499
LN_HUK_L(-4)	0,224835	0,223338	1,006703	0,3174
LN_UBT_L(-4)	-0,419622	0,409792	-1,023988	0,3092
LN_HJI_L(-4)	0,006832	0,068718	0,099416	0,9211
LN_HPK_L(-4)	0,114994	0,347292	0,331117	0,7415
DEL_L	0,369008	0,146338	2,521621	0,0138
DLA_L	0,085995	0,128177	0,670906	0,5044
R-squared	0,410615	Mean dependent var		4,359281
Adjusted R-squared	0,323004	S.D. dependent var		0,780548
S.E. of regression	0,642233	Akaike info criterion		2,081057
Sum squared resid	30,52230	Schwarz criterion		2,423524
Log likelihood	-77,48545	Hannan-Quinn criter,		2,218884
F-statistic	4,686782	Durbin-Watson stat		2,524469
Prob(F-statistic)	0,000021			

Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	10.89451	Prob. F(1,73)	0.0015
Obs*R-squared	11.16793	Prob. Chi-Square(1)	0.0008

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) < ($\alpha = 5\%$), autokorelasi

Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.896752	Prob. F(11,74)	0.5476
Obs*R-squared	10.11548	Prob. Chi-Square(11)	0.5200

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) > ($\alpha = 5\%$), tidak heteroskedastisitas

Lampiran 4.1.5. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Lampung pada Lag-5

Dependent Variable: LN_A_L
 Method: Least Squares
 Date: 03/16/14 Time: 17:59
 Sample (adjusted): 6 90
 Included observations: 85 after adjustments
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 No d.f. adjustment for standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0,739551	3,337053	-0,221618	0,8252
LN_A_L(-5)	-0,236058	0,065263	-3,617005	0,0005
LN_HJG_L(-5)	0,548540	0,120026	4,570164	0,0000
LN_HJN5_L(-5)	0,258854	0,159129	1,626691	0,1081
LN_HBR_L(-5)	0,656241	0,358887	1,828543	0,0716
LN_HKD_L(-5)	0,095878	0,372873	0,257134	0,7978
LN_HUK_L(-5)	0,527288	0,360995	1,460652	0,1484
LN_UBT_L(-5)	-0,407877	0,362151	-1,126264	0,2637
LN_HJI_L(-5)	-0,199728	0,039673	-5,034317	0,0000
LN_HPK_L(-5)	-0,106510	0,326942	-0,325775	0,7455
DEL_L	0,065842	0,186339	0,353345	0,7248
DLA_L	0,164184	0,124444	1,319347	0,1912
R-squared	0,322029	Mean dependent var		4,372636
Adjusted R-squared	0,219869	S.D. dependent var		0,775234
S.E. of regression	0,684725	Akaike info criterion		2,210563
Sum squared resid	34,22597	Schwarz criterion		2,555408
Log likelihood	-81,94895	Hannan-Quinn criter,		2,349270
F-statistic	3,152204	Durbin-Watson stat		2,459479
Prob(F-statistic)	0,001562			

Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	8.415822	Prob. F(1,72)	0.0049
Obs*R-squared	8.895574	Prob. Chi-Square(1)	0.0029

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) < ($\alpha = 5\%$), autokorelasi

Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	2.936091	Prob. F(11,73)	0.0029
Obs*R-squared	26.07145	Prob. Chi-Square(11)	0.0063

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) < ($\alpha = 5\%$), heteroskedastisitas

Lampiran 4.1.6. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Lampung pada Lag-6

Dependent Variable: LN_A_L
 Method: Least Squares
 Date: 03/16/14 Time: 18:15
 Sample (adjusted): 7 90
 Included observations: 84 after adjustments
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 No d.f. adjustment for standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1,719809	2,272714	0,756720	0,4517
LN_A_L(-6)	0,767210	0,102707	7,469901	0,0000
LN_HJG_L(-6)	-0,056346	0,099031	-0,568974	0,5711
LN_HJN6_L(-6)	-0,038418	0,139852	-0,274701	0,7843
LN_HBR_L(-6)	0,094408	0,263141	0,358773	0,7208
LN_HKD_L(-6)	-0,687499	0,254032	-2,706345	0,0085
LN_HUK_L(-6)	-0,239056	0,149726	-1,596628	0,1147
LN_UBT_L(-6)	-0,155198	0,262163	-0,591991	0,5557
LN_HJI_L(-6)	0,037382	0,024173	1,546427	0,1264
LN_HPK_L(-6)	0,938698	0,291059	3,225113	0,0019
DEL_L	-0,048312	0,090879	-0,531607	0,5966
DLA_L	0,068269	0,072533	0,941219	0,3497
R-squared	0,741172	Mean dependent var		4,392390
Adjusted R-squared	0,701629	S.D. dependent var		0,758063
S.E. of regression	0,414079	Akaike info criterion		1,206045
Sum squared resid	12,34524	Schwarz criterion		1,553305
Log likelihood	-38,65390	Hannan-Quinn criter,		1,345641
F-statistic	18,74340	Durbin-Watson stat		1,961042
Prob(F-statistic)	0,000000			

Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.023817	Prob. F(1,71)	0.8778
Obs*R-squared	0.028168	Prob. Chi-Square(1)	0.8667

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) > ($\alpha = 5\%$), tidak autokorelasi

Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	3.591031	Prob. F(11,72)	0.0005
Obs*R-squared	29.75850	Prob. Chi-Square(11)	0.0017

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) < ($\alpha = 5\%$), heteroskedastisitas

Lampiran 4.2.1. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Jawa Tengah pada Lag-1

Dependent Variable: LN_A_G
 Method: Least Squares
 Date: 03/16/14 Time: 18:44
 Sample (adjusted): 2 90
 Included observations: 89 after adjustments
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 No d.f. adjustment for standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9,081122	2,131543	4,260352	0,0001
LN_A_G(-1)	-0,241367	0,074563	-3,237106	0,0018
LN_HJG_G(-1)	0,107534	0,060175	1,787013	0,0779
LN_HJN1_G(-1)	0,230313	0,293726	0,784109	0,4354
LN_HBR_G(-1)	0,605933	0,287824	2,105219	0,0385
LN_HKD_G(-1)	-0,323072	0,330992	-0,976073	0,3321
LN_HUK_G(-1)	-0,358833	0,344934	-1,040293	0,3015
LN_UBT_G(-1)	-0,563877	0,304409	-1,852367	0,0678
LN_HJI_G(-1)	-0,062891	0,030903	-2,035112	0,0453
LN_HPK_G(-1)	-0,109649	0,222271	-0,493312	0,6232
DEL_G	-0,137826	0,083271	-1,655153	0,1020
DLA_G	0,025611	0,081789	0,313139	0,7550
R-squared	0,229154	Mean dependent var	5,186516	
Adjusted R-squared	0,119033	S.D. dependent var	0,377634	
S.E. of regression	0,354446	Akaike info criterion	0,888313	
Sum squared resid	9,673681	Schwarz criterion	1,223859	
Log likelihood	-27,52991	Hannan-Quinn criter,	1,023562	
F-statistic	2,080928	Durbin-Watson stat	2,201929	
Prob(F-statistic)	0,031645			

Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	7.547382	Prob. F(1,76)	0.0075
Obs*R-squared	8.039952	Prob. Chi-Square(1)	0.0046

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) < ($\alpha = 5\%$), autokorelasi

Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.524776	Prob. F(11,77)	0.1399
Obs*R-squared	15.91890	Prob. Chi-Square(11)	0.1442

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) > ($\alpha = 5\%$), tidak heteroskedastisitas

Lampiran 4.2.2. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Jawa Tengah pada Lag-2

Dependent Variable: LN_A_G
 Method: Least Squares
 Date: 03/16/14 Time: 18:48
 Sample (adjusted): 3 90
 Included observations: 88 after adjustments
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 No d.f. adjustment for standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2,920699	2,039989	1,431723	0,1563
LN_A_G(-2)	-0,324928	0,102387	-3,173534	0,0022
LN_HJG_G(-2)	0,020425	0,054534	0,374538	0,7090
LN_HJN2_G(-2)	-0,145355	0,183867	-0,790542	0,4317
LN_HBR_G(-2)	-0,830687	0,250204	-3,320039	0,0014
LN_HKD_G(-2)	0,912125	0,239873	3,802537	0,0003
LN_HUK_G(-2)	0,229129	0,292512	0,783317	0,4359
LN_UBT_G(-2)	0,399136	0,284889	1,401024	0,1653
LN_HJI_G(-2)	-0,011410	0,027636	-0,412861	0,6809
LN_HPK_G(-2)	0,113141	0,165613	0,683165	0,4966
DEL_G	-0,226226	0,069244	-3,267074	0,0016
DLA_G	0,079416	0,083982	0,945627	0,3473
R-squared	0,204252	Mean dependent var	5,191956	
Adjusted R-squared	0,089078	S.D. dependent var	0,376274	
S.E. of regression	0,359124	Akaike info criterion	0,915825	
Sum squared resid	9,801716	Schwarz criterion	1,253644	
Log likelihood	-28,29630	Hannan-Quinn criter,	1,051924	
F-statistic	1,773423	Durbin-Watson stat	2,756769	
Prob(F-statistic)	0,073623			

Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	20,28933	Prob. F(1,75)	0.0000
Obs*R-squared	18,73726	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) < ($\alpha = 5\%$), autokorelasi

Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.678388	Prob. F(11,76)	0.0946
Obs*R-squared	17.19925	Prob. Chi-Square(11)	0.1021

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) > ($\alpha = 5\%$), tidak heteroskedastisitas

Lampiran 4.2.3. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Jawa Tengah pada Lag-3

Dependent Variable: LN_A_G
 Method: Least Squares
 Date: 03/16/14 Time: 18:57
 Sample (adjusted): 4 90
 Included observations: 87 after adjustments
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 No d.f. adjustment for standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1,270631	2,545305	-0,499206	0,6191
LN_A_G(-3)	0,340280	0,116987	2,908699	0,0048
LN_HJG_G(-3)	-0,012354	0,056461	-0,218798	0,8274
LN_HJN3_G(-3)	0,127414	0,116867	1,090256	0,2791
LN_HBR_G(-3)	-0,376003	0,246289	-1,526672	0,1310
LN_HKD_G(-3)	0,433529	0,337179	1,285755	0,2025
LN_HUK_G(-3)	0,487149	0,292748	1,664057	0,1003
LN_UBT_G(-3)	-0,024255	0,302000	-0,080313	0,9362
LN_HJI_G(-3)	0,040104	0,024139	1,661359	0,1008
LN_HPK_G(-3)	0,370149	0,212024	1,745785	0,0849
DEL_G	-0,134850	0,057872	-2,330144	0,0225
DLA_G	0,039404	0,078110	0,504472	0,6154
R-squared	0,286822	Mean dependent var		5,198364
Adjusted R-squared	0,182222	S.D. dependent var		0,373595
S.E. of regression	0,337846	Akaike info criterion		0,794988
Sum squared resid	8,560482	Schwarz criterion		1,135113
Log likelihood	-22,58196	Hannan-Quinn criter,		0,931945
F-statistic	2,742096	Durbin-Watson stat		2,486811
Prob(F-statistic)	0,004910			

Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	5.437969	Prob. F(1,74)	0.0224
Obs*R-squared	5.955632	Prob. Chi-Square(1)	0.0147

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) < ($\alpha = 5\%$), autokorelasi

Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.748116	Prob. F(11,75)	0.0790
Obs*R-squared	17.75400	Prob. Chi-Square(11)	0.0875

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) > ($\alpha = 5\%$), tidak heteroskedastisitas

Lampiran 4.2.4. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Jawa Tengah pada Lag-4

Dependent Variable: LN_A_G
 Method: Least Squares
 Date: 03/16/14 Time: 19:02
 Sample (adjusted): 5 90
 Included observations: 86 after adjustments
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 No d.f. adjustment for standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8,165035	1,697533	4,809942	0,0000
LN_A_G(-4)	-0,214365	0,089064	-2,406862	0,0186
LN_HJG_G(-4)	0,066335	0,074481	0,890628	0,3760
LN_HJN4_G(-4)	0,104036	0,129934	0,800682	0,4259
LN_HBR_G(-4)	0,773077	0,295443	2,616674	0,0108
LN_HKD_G(-4)	-0,376882	0,339300	-1,110763	0,2703
LN_HUK_G(-4)	-0,288807	0,253788	-1,137984	0,2588
LN_UBT_G(-4)	-0,540771	0,248809	-2,173440	0,0329
LN_HJI_G(-4)	-0,048951	0,026846	-1,823422	0,0723
LN_HPK_G(-4)	-0,007860	0,152145	-0,051662	0,9589
DEL_G	-0,095006	0,081600	-1,164284	0,2480
DLA_G	0,018223	0,084197	0,216429	0,8292
R-squared	0,150082	Mean dependent var		5,196351
Adjusted R-squared	0,023742	S.D. dependent var		0,375311
S.E. of regression	0,370829	Akaike info criterion		0,982638
Sum squared resid	10,17606	Schwarz criterion		1,325105
Log likelihood	-30,25343	Hannan-Quinn criter,		1,120465
F-statistic	1,187925	Durbin-Watson stat		2,539999
Prob(F-statistic)	0,310302			

Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	7.980439	Prob. F(1,73)	0.0061
Obs*R-squared	8.475106	Prob. Chi-Square(1)	0.0036

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) < ($\alpha = 5\%$), autokorelasi

Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.977373	Prob. F(11,74)	0.4745
Obs*R-squared	10.90953	Prob. Chi-Square(11)	0.4509

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) > ($\alpha = 5\%$), tidak heteroskedastisitas

Lampiran 4.2.5. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Jawa Tengah pada Lag-5

Dependent Variable: LN_A_G
 Method: Least Squares
 Date: 03/16/14 Time: 19:09
 Sample (adjusted): 6 90
 Included observations: 85 after adjustments
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 No d.f. adjustment for standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4,513117	2,114772	2,134092	0,0362
LN_A_G(-5)	-0,299004	0,095668	-3,125445	0,0025
LN_HJG_G(-5)	-0,010888	0,054324	-0,200419	0,8417
LN_HJN5_G(-5)	0,000403	0,142664	0,002823	0,9978
LN_HBR_G(-5)	-0,545150	0,316374	-1,723120	0,0891
LN_HKD_G(-5)	0,427031	0,292518	1,459847	0,1486
LN_HUK_G(-5)	0,116312	0,271309	0,428708	0,6694
LN_UBT_G(-5)	0,137286	0,267337	0,513531	0,6091
LN_HJI_G(-5)	0,037557	0,034920	1,075488	0,2857
LN_HPK_G(-5)	0,253668	0,131838	1,924089	0,0582
DEL_G	-0,135745	0,083076	-1,633991	0,1066
DLA_G	0,044003	0,075113	0,585831	0,5598
R-squared	0,176658	Mean dependent var	5,196628	
Adjusted R-squared	0,052593	S.D. dependent var	0,377530	
S.E. of regression	0,367468	Akaike info criterion	0,965801	
Sum squared resid	9,857400	Schwarz criterion	1,310646	
Log likelihood	-29,04655	Hannan-Quinn criter,	1,104507	
F-statistic	1,423915	Durbin-Watson stat	2,660188	
Prob(F-statistic)	0,180748			

Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	10.52235	Prob. F(1,72)	0.0018
Obs*R-squared	10.83828	Prob. Chi-Square(1)	0.0010

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) < ($\alpha = 5\%$), autokorelasi

Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.773143	Prob. F(11,73)	0.6653
Obs*R-squared	8.869305	Prob. Chi-Square(11)	0.6340

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) > ($\alpha = 5\%$), tidak heteroskedastisitas

Lampiran 4.2.6. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Jawa Tengah pada Lag-6

Dependent Variable: LN_A_G
 Method: Least Squares
 Date: 03/16/14 Time: 19:12
 Sample (adjusted): 7 90
 Included observations: 84 after adjustments
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 No d.f. adjustment for standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1,107837	1,908484	-0,580480	0,5634
LN_A_G(-6)	0,407873	0,099637	4,093572	0,0001
LN_HJG_G(-6)	-0,076929	0,055853	-1,377361	0,1727
LN_HJN6_G(-6)	0,006559	0,141114	0,046480	0,9631
LN_HBR_G(-6)	-0,400622	0,345494	-1,159560	0,2501
LN_HKD_G(-6)	0,451236	0,420509	1,073071	0,2868
LN_HUK_G(-6)	0,403212	0,254518	1,584219	0,1175
LN_UBT_G(-6)	0,362836	0,228143	1,590389	0,1161
LN_HJI_G(-6)	0,026435	0,020899	1,264912	0,2100
LN_HPK_G(-6)	0,079992	0,189965	0,421090	0,6749
DEL_G	-0,132343	0,078152	-1,693408	0,0947
DLA_G	-0,038226	0,087071	-0,439023	0,6620
R-squared	0,305903	Mean dependent var		5,189883
Adjusted R-squared	0,199861	S.D. dependent var		0,374609
S.E. of regression	0,335090	Akaike info criterion		0,782727
Sum squared resid	8,084529	Schwarz criterion		1,129986
Log likelihood	-20,87453	Hannan-Quinn criter,		0,922322
F-statistic	2,884720	Durbin-Watson stat		2,496366
Prob(F-statistic)	0,003401			

Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	5.610794	Prob. F(1,71)	0.0206
Obs*R-squared	6.151962	Prob. Chi-Square(1)	0.0131

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) < ($\alpha = 5\%$), autokorelasi

Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.663618	Prob. F(11,72)	0.0996
Obs*R-squared	17.02310	Prob. Chi-Square(11)	0.1072

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) > ($\alpha = 5\%$), tidak heteroskedastisitas

Lampiran 4.3.1. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Jawa Timur pada Lag-1

Dependent Variable: LN_A_M
 Method: Least Squares
 Date: 03/16/14 Time: 19:17
 Sample (adjusted): 2 90
 Included observations: 89 after adjustments
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 No d.f. adjustment for standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	4,985745	2,191474	2,275065	0,0257
LN_A_M(-1)	-0,454836	0,047728	-9,529834	0,0000
LN_HJG_M(-1)	0,027558	0,048821	0,564478	0,5741
LN_HJN1_M(-1)	0,326043	0,217001	1,502497	0,1371
LN_HBR_M(-1)	0,917187	0,350921	2,613655	0,0108
LN_HKD_M(-1)	-0,009884	0,320938	-0,030797	0,9755
LN_HUK_M(-1)	0,140637	0,258514	0,544019	0,5880
LN_UBT_M(-1)	-0,213468	0,326826	-0,653154	0,5156
LN_HJI_M(-1)	-0,059559	0,028127	-2,117495	0,0374
LN_HPK_M(-1)	-0,363006	0,346002	-1,049145	0,2974
DEL_M	0,033315	0,120959	0,275427	0,7837
DLA_M	0,116354	0,094283	1,234096	0,2209
R-squared	0,284808	Mean dependent var	5,815242	
Adjusted R-squared	0,182637	S.D. dependent var	0,503310	
S.E. of regression	0,455033	Akaike info criterion	1,387939	
Sum squared resid	15,94325	Schwarz criterion	1,723486	
Log likelihood	-49,76329	Hannan-Quinn criter,	1,523188	
F-statistic	2,787575	Durbin-Watson stat	2,696264	
Prob(F-statistic)	0,004202			

Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	116.5846	Prob. F(1,76)	0.0000
Obs*R-squared	53.87777	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) < ($\alpha = 5\%$), autokorelasi

Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	4.183554	Prob. F(11,77)	0.0001
Obs*R-squared	33.29320	Prob. Chi-Square(11)	0.0005

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) < ($\alpha = 5\%$), heteroskedastisitas

Lampiran 4.3.2. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Jawa Timur pada Lag-2

Dependent Variable: LN_A_M
 Method: Least Squares
 Date: 03/16/14 Time: 19:21
 Sample (adjusted): 3 90
 Included observations: 88 after adjustments
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 No d.f. adjustment for standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	9,980844	1,747015	5,713083	0,0000
LN_A_M(-2)	-0,469338	0,055647	-8,434243	0,0000
LN_HJG_M(-2)	0,113819	0,043437	2,620360	0,0106
LN_HJN2_M(-2)	-0,346149	0,165788	-2,087895	0,0402
LN_HBR_M(-2)	-1,067274	0,378465	-2,820009	0,0061
LN_HKD_M(-2)	0,330237	0,202967	1,627045	0,1079
LN_HUK_M(-2)	0,138491	0,233226	0,593806	0,5544
LN_UBT_M(-2)	0,282155	0,287812	0,980345	0,3300
LN_HJI_M(-2)	-0,001486	0,029649	-0,050132	0,9601
LN_HPK_M(-2)	0,187611	0,274668	0,683047	0,4967
DEL_M	-0,104012	0,104460	-0,995713	0,3225
DLA_M	0,121544	0,099653	1,219668	0,2264
R-squared	0,300401	Mean dependent var	5,822517	
Adjusted R-squared	0,199144	S.D. dependent var	0,501467	
S.E. of regression	0,448765	Akaike info criterion	1,361491	
Sum squared resid	15,30566	Schwarz criterion	1,699309	
Log likelihood	-47,90558	Hannan-Quinn criter,	1,497589	
F-statistic	2,966700	Durbin-Watson stat	2,894722	
Prob(F-statistic)	0,002536			

Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	103.5021	Prob. F(1,75)	0.0000
Obs*R-squared	51.02564	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) < ($\alpha = 5\%$), autokorelasi

Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	5.399492	Prob. F(11,76)	0.0000
Obs*R-squared	38.60358	Prob. Chi-Square(11)	0.0001

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) < ($\alpha = 5\%$), heteroskedastisitas

Lampiran 4.3.3. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Jawa Timur pada Lag-3

Dependent Variable: LN_A_M
 Method: Least Squares
 Date: 03/16/14 Time: 19:28
 Sample (adjusted): 4 90
 Included observations: 87 after adjustments
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 No d.f. adjustment for standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2,127096	0,910162	2,337051	0,0221
LN_A_M(-3)	0,900316	0,042992	20,94163	0,0000
LN_HJG_M(-3)	0,032020	0,029722	1,077301	0,2848
LN_HJN3_M(-3)	0,183598	0,096753	1,897593	0,0616
LN_HBR_M(-3)	-0,469582	0,203948	-2,302459	0,0241
LN_HKD_M(-3)	-0,217375	0,189758	-1,145534	0,2556
LN_HUK_M(-3)	-0,070613	0,137842	-0,512279	0,6100
LN_UBT_M(-3)	-0,265203	0,237956	-1,114504	0,2686
LN_HJI_M(-3)	0,028318	0,017997	1,573483	0,1198
LN_HPK_M(-3)	0,563987	0,181873	3,100997	0,0027
DEL_M	-0,066593	0,054931	-1,212318	0,2292
DLA_M	0,065318	0,032935	1,983224	0,0510
R-squared	0,834237	Mean dependent var	5,827863	
Adjusted R-squared	0,809925	S.D. dependent var	0,501845	
S.E. of regression	0,218792	Akaike info criterion	-0,073947	
Sum squared resid	3,590250	Schwarz criterion	0,266178	
Log likelihood	15,21670	Hannan-Quinn criter,	0,063011	
F-statistic	34,31395	Durbin-Watson stat	2,278548	
Prob(F-statistic)	0,000000			

Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.966400	Prob. F(1,74)	0.1650
Obs*R-squared	2.252006	Prob. Chi-Square(1)	0.1334

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) > ($\alpha = 5\%$), tidak autokorelasi

Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.134532	Prob. F(11,75)	0.3475
Obs*R-squared	12.41140	Prob. Chi-Square(11)	0.3335

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) > ($\alpha = 5\%$), tidak heteroskedastisitas

Lampiran 4.3.4. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Jawa Timur pada Lag-4

Dependent Variable: LN_A_M
 Method: Least Squares
 Date: 03/16/14 Time: 19:32
 Sample (adjusted): 5 90
 Included observations: 86 after adjustments
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 No d.f. adjustment for standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	6,120492	1,975977	3,097451	0,0028
LN_A_M(-4)	-0,433972	0,056388	-7,696201	0,0000
LN_HJG_M(-4)	0,029673	0,049716	0,596845	0,5524
LN_HJN4_M(-4)	0,077447	0,137645	0,562655	0,5754
LN_HBR_M(-4)	0,847187	0,344708	2,457691	0,0163
LN_HKD_M(-4)	-0,028632	0,263199	-0,108783	0,9137
LN_HUK_M(-4)	0,023721	0,224851	0,105495	0,9163
LN_UBT_M(-4)	-0,191750	0,297641	-0,644233	0,5214
LN_HJI_M(-4)	-0,053408	0,030770	-1,735697	0,0868
LN_HPK_M(-4)	-0,246968	0,280734	-0,879722	0,3819
DEL_M	0,066600	0,126403	0,526884	0,5999
DLA_M	0,111793	0,093172	1,199861	0,2340
R-squared	0,251006	Mean dependent var	5,820351	
Adjusted R-squared	0,139669	S.D. dependent var	0,499843	
S.E. of regression	0,463625	Akaike info criterion	1,429304	
Sum squared resid	15,90613	Schwarz criterion	1,771771	
Log likelihood	-49,46008	Hannan-Quinn criter,	1,567131	
F-statistic	2,254471	Durbin-Watson stat	2,796714	
Prob(F-statistic)	0,019864			

Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	62.43333	Prob. F(1,73)	0.0000
Obs*R-squared	39.645099	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) < ($\alpha = 5\%$), autokorelasi

Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	3.600928	Prob. F(11,74)	0.0004
Obs*R-squared	29.98391	Prob. Chi-Square(11)	0.0016

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) < ($\alpha = 5\%$), heteroskedastisitas

Lampiran 4.3.5. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Jawa Timur pada Lag-5

Dependent Variable: LN_A_M
 Method: Least Squares
 Date: 03/16/14 Time: 19:36
 Sample (adjusted): 6 90
 Included observations: 85 after adjustments
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 No d.f. adjustment for standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	8,812612	1,946672	4,527013	0,0000
LN_A_M(-5)	-0,491917	0,075222	-6,539543	0,0000
LN_HJG_M(-5)	0,063605	0,047562	1,337312	0,1853
LN_HJN5_M(-5)	-0,066536	0,117433	-0,566585	0,5727
LN_HBR_M(-5)	-1,063833	0,422053	-2,520615	0,0139
LN_HKD_M(-5)	0,232204	0,209315	1,109351	0,2709
LN_HUK_M(-5)	0,135233	0,262707	0,514767	0,6083
LN_UBT_M(-5)	0,412156	0,310207	1,328648	0,1881
LN_HJI_M(-5)	0,038183	0,031465	1,213493	0,2289
LN_HPK_M(-5)	0,158079	0,241019	0,655876	0,5140
DEL_M	-0,147444	0,110856	-1,330046	0,1876
DLA_M	0,035292	0,105387	0,334879	0,7387
R-squared	0,293737	Mean dependent var	5,824985	
Adjusted R-squared	0,187314	S.D. dependent var	0,500947	
S.E. of regression	0,451600	Akaike info criterion	1,378120	
Sum squared resid	14,88778	Schwarz criterion	1,722965	
Log likelihood	-46,57009	Hannan-Quinn criter,	1,516826	
F-statistic	2,760083	Durbin-Watson stat	2,821139	
Prob(F-statistic)	0,004783			

Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	51.27924	Prob. F(1,72)	0.0000
Obs*R-squared	35.35661	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) < ($\alpha = 5\%$), autokorelasi

Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	6.383078	Prob. F(11,73)	0.0000
Obs*R-squared	41.67319	Prob. Chi-Square(11)	0.0000

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) < ($\alpha = 5\%$), heteroskedastisitas

Lampiran 4.3.6. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Jawa Timur pada Lag-6

Dependent Variable: LN_A_M
 Method: Least Squares
 Date: 03/16/14 Time: 19:38
 Sample (adjusted): 7 90
 Included observations: 84 after adjustments
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 No d.f. adjustment for standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2,400968	1,047951	2,291107	0,0249
LN_A_M(-6)	0,932014	0,029861	31,21190	0,0000
LN_HJG_M(-6)	-0,008895	0,024028	-0,370178	0,7123
LN_HJN6_M(-6)	0,041366	0,046654	0,886650	0,3782
LN_HBR_M(-6)	-0,381595	0,173704	-2,196807	0,0313
LN_HKD_M(-6)	-0,200112	0,173067	-1,156268	0,2514
LN_HUK_M(-6)	-0,315470	0,106802	-2,953796	0,0042
LN_UBT_M(-6)	0,023993	0,243648	0,098473	0,9218
LN_HJI_M(-6)	0,028881	0,014828	1,947728	0,0553
LN_HPK_M(-6)	0,365141	0,198232	1,841988	0,0696
DEL_M	-0,092354	0,042129	-2,192163	0,0316
DLA_M	-0,010347	0,042277	-0,244740	0,8074
R-squared	0,884395	Mean dependent var	5,827040	
Adjusted R-squared	0,866733	S.D. dependent var	0,503595	
S.E. of regression	0,183841	Akaike info criterion	-0,417928	
Sum squared resid	2,433420	Schwarz criterion	-0,070668	
Log likelihood	29,55296	Hannan-Quinn criter,	-0,278332	
F-statistic	50,07383	Durbin-Watson stat	2,329110	
Prob(F-statistic)	0,000000			

Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.705537	Prob. F(1,71)	0.1044
Obs*R-squared	3.08341928	Prob. Chi-Square(1)	0.0791

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) > ($\alpha = 5\%$), tidak autokorelasi

Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.860628	Prob. F(11,72)	0.0593
Obs*R-squared	18.59282	Prob. Chi-Square(11)	0.0688

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) > ($\alpha = 5\%$), tidak heteroskedastisitas

Lampiran 4.4.1. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Sulawesi Selatan pada Lag-1

Dependent Variable: LN_A_S
 Method: Least Squares
 Date: 03/16/14 Time: 19:46
 Sample (adjusted): 2 90
 Included observations: 89 after adjustments
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 No d.f. adjustment for standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0,160498	3,246018	0,049445	0,9607
LN_A_S(-1)	-0,454291	0,051591	-8,805556	0,0000
LN_HJG_S(-1)	0,112953	0,108660	1,039515	0,3018
LN_HJN1_S(-1)	0,578891	0,437106	1,324373	0,1893
LN_HBR_S(-1)	0,506698	0,523393	0,968103	0,3360
LN_HKD_S(-1)	-0,347253	0,564829	-0,614792	0,5405
LN_HUK_S(-1)	0,009664	0,368195	0,026247	0,9791
LN_UBT_S(-1)	-0,328800	0,506428	-0,649253	0,5181
LN_HJI_S(-1)	0,040001	0,104862	0,381463	0,7039
LN_HPK_S(-1)	0,621403	0,690741	0,899619	0,3711
DEL_S	0,074441	0,252005	0,295394	0,7685
DLA_S	0,399475	0,273564	1,460261	0,1483
R-squared	0,228682	Mean dependent var		4,064300
Adjusted R-squared	0,118494	S.D. dependent var		1,068195
S.E. of regression	1,002912	Akaike info criterion		2,968525
Sum squared resid	77,44914	Schwarz criterion		3,304072
Log likelihood	-120,0994	Hannan-Quinn criter,		3,103774
F-statistic	2,075380	Durbin-Watson stat		2,668826
Prob(F-statistic)	0,032138			

Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	92.22893	Prob. F(1,76)	0.0000
Obs*R-squared	48.79289	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) < ($\alpha = 5\%$), autokorelasi

Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.242745	Prob. F(11,77)	0.2742
Obs*R-squared	13.41838	Prob. Chi-Square(11)	0.2669

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) > ($\alpha = 5\%$), tidak heteroskedastisitas

Lampiran 4.4.2. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Sulawesi Selatan pada Lag-2

Dependent Variable: LN_A_S
 Method: Least Squares
 Date: 03/16/14 Time: 19:50
 Sample (adjusted): 3 90
 Included observations: 88 after adjustments
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 No d.f. adjustment for standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	5,373412	3,755223	1,430917	0,1566
LN_A_S(-2)	-0,379751	0,065979	-5,755632	0,0000
LN_HJG_S(-2)	0,157760	0,098147	1,607391	0,1121
LN_HJN2_S(-2)	-0,222785	0,400376	-0,556440	0,5795
LN_HBR_S(-2)	0,036921	0,686239	0,053802	0,9572
LN_HKD_S(-2)	-0,378816	0,483262	-0,783873	0,4356
LN_HUK_S(-2)	0,030868	0,328901	0,093853	0,9255
LN_UBT_S(-2)	0,511851	0,327489	1,562957	0,1222
LN_HJL_S(-2)	-0,281358	0,064015	-4,395178	0,0000
LN_HPK_S(-2)	0,042417	0,421646	0,100599	0,9201
DEL_S	0,000125	0,246118	0,000508	0,9996
DLA_S	0,267889	0,211715	1,265325	0,2096
R-squared	0,291697	Mean dependent var		4,065422
Adjusted R-squared	0,189179	S.D. dependent var		1,074263
S.E. of regression	0,967327	Akaike info criterion		2,897563
Sum squared resid	71,11481	Schwarz criterion		3,235382
Log likelihood	-115,4928	Hannan-Quinn criter,		3,033662
F-statistic	2,845331	Durbin-Watson stat		2,820260
Prob(F-statistic)	0,003601			

Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	52.97174	Prob. F(1,75)	0.0000
Obs*R-squared	36.42611	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) < ($\alpha = 5\%$), autokorelasi

Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	3.466449	Prob. F(11,76)	0.0006
Obs*R-squared	29.40064	Prob. Chi-Square(11)	0.0020

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) < ($\alpha = 5\%$), heteroskedastisitas

Lampiran 4.4.3. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Sulawesi Selatan pada Lag-3

Dependent Variable: LN_A_S
 Method: Least Squares
 Date: 03/16/14 Time: 19:54
 Sample (adjusted): 4 90
 Included observations: 87 after adjustments
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 No d.f. adjustment for standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1,844345	1,416151	-1,302365	0,1968
LN_A_S(-3)	0,891039	0,045554	19,56007	0,0000
LN_HJG_S(-3)	0,045341	0,065512	0,692107	0,4910
LN_HJN3_S(-3)	0,257767	0,172458	1,494664	0,1392
LN_HBR_S(-3)	-0,660334	0,216377	-3,051769	0,0031
LN_HKD_S(-3)	0,405389	0,252189	1,607479	0,1122
LN_HUK_S(-3)	-0,096498	0,200760	-0,480663	0,6322
LN_UBT_S(-3)	-0,109700	0,181051	-0,605908	0,5464
LN_HJI_S(-3)	0,077036	0,026798	2,874694	0,0053
LN_HPK_S(-3)	0,526473	0,194307	2,709491	0,0083
DEL_S	-0,028474	0,094723	-0,300598	0,7646
DLA_S	0,072858	0,092617	0,786660	0,4340
R-squared	0,887870	Mean dependent var		4,082505
Adjusted R-squared	0,871424	S.D. dependent var		1,068401
S.E. of regression	0,383101	Akaike info criterion		1,046408
Sum squared resid	11,00750	Schwarz criterion		1,386533
Log likelihood	-33,51875	Hannan-Quinn criter,		1,183366
F-statistic	53,98788	Durbin-Watson stat		1,874495
Prob(F-statistic)	0,000000			

Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.291921	Prob. F(1,74)	0.5906
Obs*R-squared	0.341856	Prob. Chi-Square(1)	0.5588

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) > ($\alpha = 5\%$), tidak autokorelasi

Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	2.316245	Prob. F(11,75)	0.0166
Obs*R-squared	22.06086	Prob. Chi-Square(11)	0.0239

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) < ($\alpha = 5\%$), heteroskedastisitas

Lampiran 4.4.4. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Sulawesi Selatan pada Lag-4

Dependent Variable: LN_A_S
 Method: Least Squares
 Date: 03/16/14 Time: 19:59
 Sample (adjusted): 5 90
 Included observations: 86 after adjustments
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 No d.f. adjustment for standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0,049494	2,898413	-0,017076	0,9864
LN_A_S(-4)	-0,482073	0,054011	-8,925475	0,0000
LN_HJG_S(-4)	0,076819	0,097505	0,787844	0,4333
LN_HJN4_S(-4)	0,085767	0,248374	0,345313	0,7308
LN_HBR_S(-4)	0,470047	0,475962	0,987573	0,3266
LN_HKD_S(-4)	0,190396	0,494123	0,385321	0,7011
LN_HUK_S(-4)	-0,127753	0,353394	-0,361502	0,7188
LN_UBT_S(-4)	-0,159818	0,383258	-0,417000	0,6779
LN_HJI_S(-4)	0,042039	0,090365	0,465211	0,6431
LN_HPK_S(-4)	0,518582	0,435770	1,190036	0,2378
DEL_S	0,139632	0,223188	0,625626	0,5335
DLA_S	0,412163	0,265087	1,554820	0,1243
R-squared	0,239522	Mean dependent var		4,068121
Adjusted R-squared	0,126478	S.D. dependent var		1,066160
S.E. of regression	0,996459	Akaike info criterion		2,959569
Sum squared resid	73,47680	Schwarz criterion		3,302036
Log likelihood	-115,2615	Hannan-Quinn criter,		3,097396
F-statistic	2,118837	Durbin-Watson stat		2,812295
Prob(F-statistic)	0,029008			

Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	74.18743	Prob. F(1,73)	0.0000
Obs*R-squared	43.34690	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) < ($\alpha = 5\%$), autokorelasi

Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.452159	Prob. F(11,74)	0.1685
Obs*R-squared	15.26826	Prob. Chi-Square(11)	0.1705

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) > ($\alpha = 5\%$), tidak heteroskedastisitas

Lampiran 4.4.5. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Sulawesi Selatan pada Lag-5

Dependent Variable: LN_A_S
 Method: Least Squares
 Date: 03/16/14 Time: 20:05
 Sample (adjusted): 6 90
 Included observations: 85 after adjustments
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 No d.f. adjustment for standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3,520991	2,819516	1,248793	0,2157
LN_A_S(-5)	-0,391917	0,066980	-5,851257	0,0000
LN_HJG_S(-5)	0,146673	0,086914	1,687573	0,0958
LN_HJN5_S(-5)	-0,063973	0,210973	-0,303229	0,7626
LN_HBR_S(-5)	0,105858	0,541628	0,195444	0,8456
LN_HKD_S(-5)	-0,248218	0,492490	-0,504006	0,6158
LN_HUK_S(-5)	-0,149373	0,319513	-0,467504	0,6415
LN_UBT_S(-5)	0,603250	0,308495	1,955459	0,0544
LN_HJI_S(-5)	-0,225740	0,068096	-3,315004	0,0014
LN_HPK_S(-5)	0,016229	0,388873	0,041734	0,9668
DEL_S	0,128429	0,243522	0,527382	0,5995
DLA_S	0,378466	0,198820	1,903562	0,0609
R-squared	0,286860	Mean dependent var		4,063306
Adjusted R-squared	0,179401	S.D. dependent var		1,071546
S.E. of regression	0,970681	Akaike info criterion		2,908523
Sum squared resid	68,78213	Schwarz criterion		3,253368
Log likelihood	-111,6122	Hannan-Quinn criter,		3,047229
F-statistic	2,669477	Durbin-Watson stat		2,837197
Prob(F-statistic)	0,006192			

Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	52.65645	Prob. F(1,72)	0.0000
Obs*R-squared	35.90507	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) < ($\alpha = 5\%$), autokorelasi

Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	2.946823	Prob. F(11,73)	0.0028
Obs*R-squared	26.13744	Prob. Chi-Square(11)	0.0062

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) < ($\alpha = 5\%$), heteroskedastisitas

Lampiran 4.4.6. Estimasi Persamaan Respons Luas Panen Jagung di Sulawesi Selatan pada Lag-6

Dependent Variable: LN_A_S
 Method: Least Squares
 Date: 03/16/14 Time: 20:08
 Sample (adjusted): 7 90
 Included observations: 84 after adjustments
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West fixed bandwidth = 4.0000)
 No d.f. adjustment for standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-1,498635	1,118633	-1,339702	0,1846
LN_A_S(-6)	0,886086	0,043734	20,26082	0,0000
LN_HJG_S(-6)	0,036939	0,058150	0,635229	0,5273
LN_HJN6_S(-6)	-0,066161	0,131379	-0,503587	0,6161
LN_HBR_S(-6)	-0,922349	0,228994	-4,027835	0,0001
LN_HKD_S(-6)	1,092539	0,328019	3,330717	0,0014
LN_HUK_S(-6)	-0,383064	0,145930	-2,624979	0,0106
LN_UBT_S(-6)	0,281815	0,152584	1,846951	0,0689
LN_HJI_S(-6)	0,057842	0,026543	2,179156	0,0326
LN_HPK_S(-6)	0,058385	0,186290	0,313407	0,7549
DEL_S	0,125974	0,086099	1,463125	0,1478
DLA_S	0,071593	0,065063	1,100366	0,2748
R-squared	0,918817	Mean dependent var		4,074880
Adjusted R-squared	0,906414	S.D. dependent var		1,072624
S.E. of regression	0,328136	Akaike info criterion		0,740785
Sum squared resid	7,752458	Schwarz criterion		1,088044
Log likelihood	-19,11295	Hannan-Quinn criter,		0,880380
F-statistic	74,08021	Durbin-Watson stat		2,064237
Prob(F-statistic)	0,000000			

Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.124689	Prob. F(1,71)	0.7250
Obs*R-squared	0.147261	Prob. Chi-Square(1)	0.7012

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) > ($\alpha = 5\%$), tidak autokorelasi

Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	2.938733	Prob. F(11,72)	0.0029
Obs*R-squared	26.02791	Prob. Chi-Square(11)	0.0064

Keterangan: (*Prob. Chi-Square*) < ($\alpha = 5\%$), heteroskedastisitas

Lampiran 4.5.1. Estimasi Persamaan Lag-1 Respons Luas Panen Jagung dari Hasil Analisis Regresi Data Panel Metode GLS dalam Model *Common Effect* dengan Teknik *Cross-section Dummy Variable* yang diolah dengan *Software EViews 5*

Dependent Variable: LN_A?
 Method: Pooled EGLS (Cross-section weights)
 Sample (adjusted): 2 90
 Included observations: 89 after adjustments
 Cross-sections included: 4
 Total pool (balanced) observations: 356
 Iterate weights to convergence
 White period standard errors & covariance (no d.f. correction)
 Convergence achieved after 8 weight iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_A?(-1)	-0.287317	0.087288	-3.291609	0.0011
LN_HJG?(-1)	0.068769	0.024478	2.809427	0.0052
LN_HJN1?(-1)	0.297821	0.096289	3.093006	0.0021
LN_HBR?(-1)	0.452503	0.153761	2.942904	0.0035
LN_HKD?(-1)	0.014555	0.059639	0.244057	0.8073
LN_HUK?(-1)	0.071334	0.072899	0.978528	0.3285
LN_UBT?(-1)	-0.068387	0.211059	-0.324021	0.7461
LN_HJI?(-1)	-0.068036	0.007379	-9.220047	0.0000
LN_HPK?(-1)	-0.267076	0.176812	-1.510505	0.1318
DEL?	-0.051407	0.062344	-0.824568	0.4102
DLA?	0.076889	0.036627	2.099243	0.0365
D_L?	3.207611	2.164630	1.481829	0.1393
D_G?	4.317150	2.128884	2.027893	0.0433
D_M?	5.138514	2.190875	2.345416	0.0196
D_S?	2.879559	2.236257	1.287669	0.1987

Weighted Statistics

R-squared	0.957278	Mean dependent var	6.500505
Adjusted R-squared	0.955524	S.D. dependent var	3.334701
S.E. of regression	0.703269	Akaike info criterion	1.855072
Sum squared resid	168.6544	Schwarz criterion	2.018342
Log likelihood	-315.2028	F-statistic	545.7687
Durbin-Watson stat	2.289916	Prob(F-statistic)	0.000000

Keterangan :

Ada autokorelasi dan heteroskedastisitas, maka metode *Pooled Estimated GLS* diperbaiki dengan *Cross-Section Weights* dan *White Period*.

1. Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	12.1033	Prob(F-statistic)	0.0000
Obs*R-squared	127.7107	Chi-squared(df-2, 5%)	5.9999

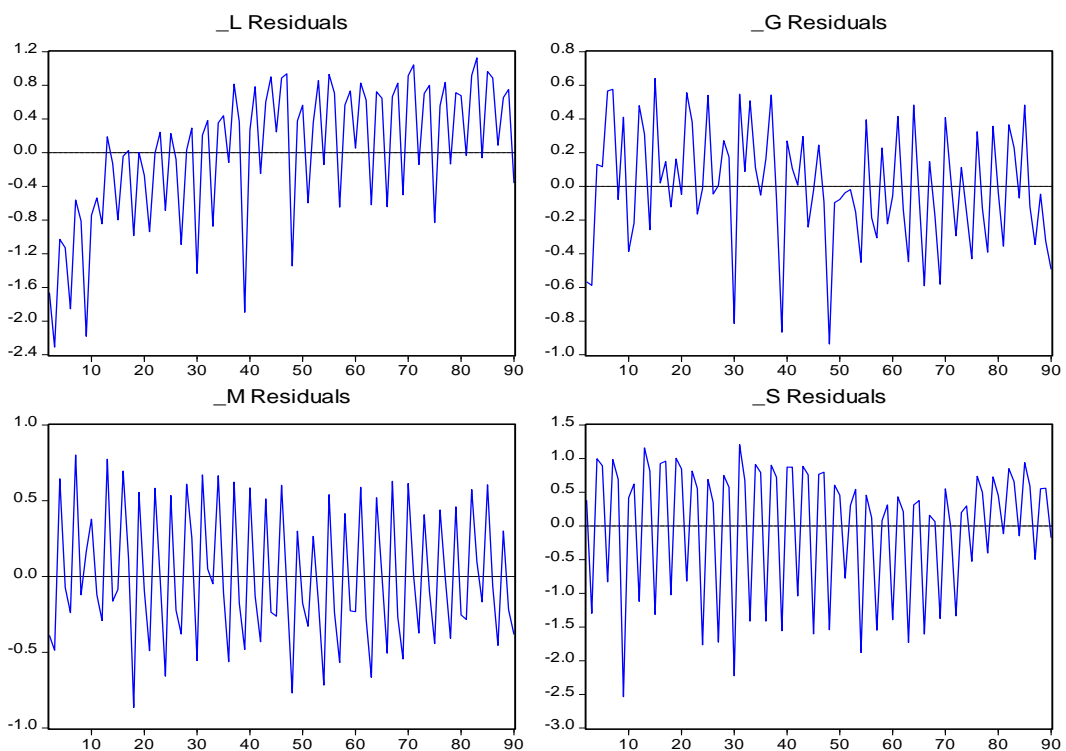
Keterangan: [$\text{Obs} \cdot R^2 > \chi^2$] = autocorrelation

2. Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	8.9958	Prob(F-statistic)	0.0000
Obs*R-squared	96.0185	Chi-Squared(df-15, 5%)	25.0000

Keterangan: [$\text{Obs} \cdot R^2 > \chi^2$] = heteroskedasticity



Keterangan : _L = Lampung _G = Jawa Tengah
 _M = Jawa Timur _S = Sulawesi Selatan

Lampiran 4.5.2. Estimasi Persamaan Lag-2 Respons Luas Panen Jagung dari Hasil Analisis Regresi Data Panel Metode GLS dalam Model *Common Effect* dengan Teknik *Cross-section Dummy Variable* yang diolah dengan *Software EViews 5*

Dependent Variable: LN_A?
 Method: Pooled EGLS (Cross-section weights)
 Sample (adjusted): 3 90
 Included observations: 88 after adjustments
 Cross-sections included: 4
 Total pool (balanced) observations: 352
 Iterate weights to convergence
 White period standard errors & covariance (no d.f. correction)
 Convergence achieved after 7 weight iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_A?(-2)	-0.326406	0.076751	-4.252785	0.0000
LN_HJG?(-2)	0.082165	0.017847	4.603928	0.0000
LN_HJN2?(-2)	-0.169260	0.071493	-2.367513	0.0185
LN_HBR?(-2)	-0.405664	0.154073	-2.632925	0.0089
LN_HKD?(-2)	0.361318	0.137046	2.636466	0.0088
LN_HUK?(-2)	0.136148	0.046397	2.934383	0.0036
LN_UBT?(-2)	0.200572	0.123667	1.621868	0.1058
LN_HJI?(-2)	-0.036683	0.024621	-1.489903	0.1372
LN_HPK?(-2)	-0.011057	0.148958	-0.074228	0.9409
DEL?	-0.111940	0.049070	-2.281221	0.0232
DLA?	0.113745	0.020971	5.423902	0.0000
D_L?	4.659814	1.352443	3.445478	0.0006
D_G?	5.831277	1.400887	4.162559	0.0000
D_M?	6.605644	1.460798	4.521942	0.0000
D_S?	4.222964	1.364059	3.095881	0.0021

Weighted Statistics

R-squared	0.956822	Mean dependent var	6.463305
Adjusted R-squared	0.955028	S.D. dependent var	3.287812
S.E. of regression	0.697232	Akaike info criterion	1.847378
Sum squared resid	163.8268	Schwarz criterion	2.012022
Log likelihood	-310.1386	F-statistic	533.4200
Durbin-Watson stat	2.473247	Prob(F-statistic)	0.000000

Keterangan :

Ada autokorelasi dan heteroskedastisitas, maka metode *Pooled Estimated GLS* diperbaiki dengan *Cross-Section Weights* dan *White Period*.

1. Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	5.4782	Prob(F-statistic)	0.0000
Obs*R-squared	72.2940	Chi-squared(df-2, 5%)	5.9999

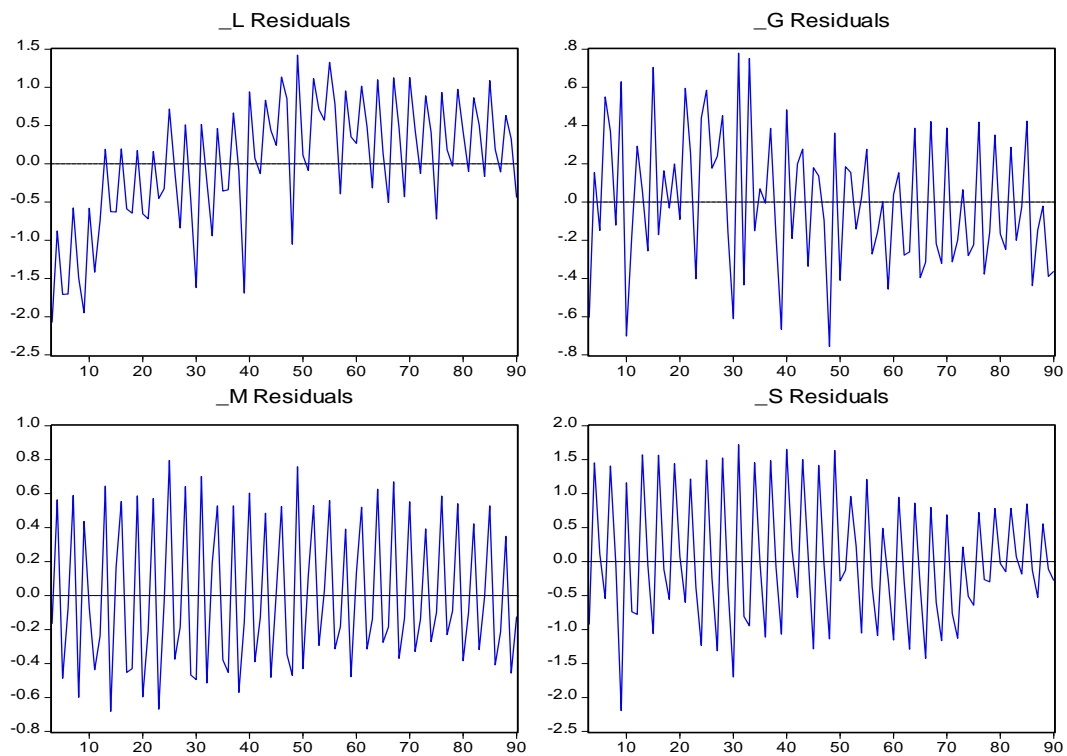
Keterangan: [$\text{Obs} \cdot R^2 > \chi^2$] = autocorrelation

2. Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	13.3347	Prob(F-statistic)	0.0000
Obs*R-squared	125.4824	Chi-Squared(df-15, 5%)	25.0000

Keterangan: [$\text{Obs} \cdot R^2 > \chi^2$] = heteroskedasticity



Keterangan : _L = Lampung
 _M = Jawa Timur

 _G = Jawa Tengah
 _S = Sulawesi Selatan

Lampiran 4.5.3. Estimasi Persamaan Lag-3 Respons Luas Panen Jagung dari Hasil Analisis Regresi Data Panel Metode GLS dalam Model *Common Effect* dengan Teknik *Cross-section Dummy Variable* yang diolah dengan *Software EViews 5*

Dependent Variable: LN_A?
 Method: Pooled EGLS (Cross-section weights)
 Date: 08/16/14 Time: 16:33
 Sample (adjusted): 4 90
 Included observations: 87 after adjustments
 Cross-sections included: 4
 Total pool (balanced) observations: 348
 Iterate weights to convergence
 White period standard errors & covariance (no d.f. correction)
 Convergence achieved after 5 weight iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_A?(-3)	0.848002	0.042352	20.02290	0.0000
LN_HJG?(-3)	0.030973	0.007663	4.041697	0.0001
LN_HJN3?(-3)	0.163350	0.031693	5.154080	0.0000
LN_HBR?(-3)	-0.365339	0.172653	-2.116028	0.0351
LN_HKD?(-3)	0.030676	0.099850	0.307223	0.7589
LN_HUK?(-3)	-0.020440	0.060358	-0.338637	0.7351
LN_UBT?(-3)	-0.129389	0.044066	-2.936266	0.0036
LN_HJI?(-3)	0.034692	0.009043	3.836368	0.0001
LN_HPK?(-3)	0.389118	0.008110	47.97912	0.0000
DEL?	-0.094676	0.017854	-5.302751	0.0000
DLA?	0.058423	0.003015	19.37582	0.0000
D_L?	0.236944	0.773422	0.306358	0.7595
D_G?	0.281066	0.739110	0.380277	0.7040
D_M?	0.406615	0.727814	0.558681	0.5768
D_S?	0.178195	0.727569	0.244919	0.8067

Weighted Statistics

R-squared	0.981811	Mean dependent var	5.543357
Adjusted R-squared	0.981046	S.D. dependent var	2.586917
S.E. of regression	0.356150	Akaike info criterion	0.701161
Sum squared resid	42.23866	Schwarz criterion	0.867204
Log likelihood	-107.0020	F-statistic	1283.892
Durbin-Watson stat	2.046315	Prob(F-statistic)	0.000000

Keterangan :

Ada heteroskedastisitas, maka metode *Pooled Estimated GLS* diperbaiki dengan *Cross-Section Weights* dan *White Period*.

1. Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.2328	Prob(F-statistic)	0.9992
Obs*R-squared	3.8532	Chi-squared(df-2, 5%)	5.9999

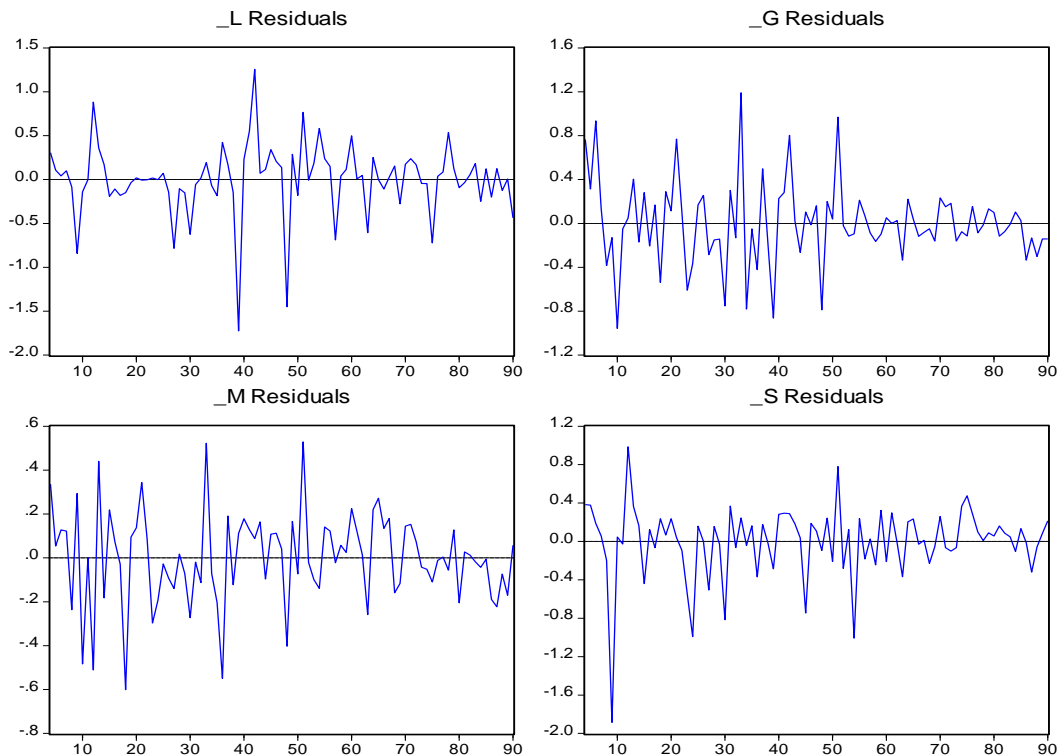
Keterangan: [$\text{Obs} \cdot R^2 < \chi^2$] = non-autocorrelation

2. Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	3.5241	Prob(F-statistic)	0.0000
Obs*R-squared	44.9063	Chi-Squared(df-15, 5%)	25.0000

Keterangan: [$\text{Obs} \cdot R^2 > \chi^2$] = heteroskedasticity



Keterangan : _L = Lampung
 _M = Jawa Timur

 _G = Jawa Tengah
 _S = Sulawesi Selatan

Lampiran 4.5.4. Estimasi Persamaan Lag-4 Respons Luas Panen Jagung dari Hasil Analisis Regresi Data Panel Metode GLS dalam Model *Common Effect* dengan Teknik *Cross-section Dummy Variable* yang diolah dengan *Software EViews 5*

Dependent Variable: LN_A?
 Method: Pooled EGLS (Cross-section weights)
 Date: 08/16/14 Time: 16:40
 Sample (adjusted): 5 90
 Included observations: 86 after adjustments
 Cross-sections included: 4
 Total pool (balanced) observations: 344
 Iterate weights to convergence
 White period standard errors & covariance (no d.f. correction)
 Convergence achieved after 8 weight iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_A?(-4)	-0.297421	0.075814	-3.923061	0.0001
LN_HJG?(-4)	0.043571	0.013780	3.161846	0.0017
LN_HJN4?(-4)	0.078566	0.015591	5.039113	0.0000
LN_HBR?(-4)	0.623065	0.128225	4.859143	0.0000
LN_HKD?(-4)	0.009696	0.086033	0.112702	0.9103
LN_HUK?(-4)	0.057925	0.043300	1.337773	0.1819
LN_UBT?(-4)	-0.039022	0.206296	-0.189154	0.8501
LN_HJI?(-4)	-0.055782	0.007828	-7.125653	0.0000
LN_HPK?(-4)	-0.226328	0.146639	-1.543438	0.1237
DEL?	0.032854	0.052806	0.622158	0.5343
DLA?	0.084773	0.038979	2.174822	0.0304
D_L?	3.066185	1.832211	1.673489	0.0952
D_G?	4.194413	1.791413	2.341399	0.0198
D_M?	5.034291	1.843982	2.730120	0.0067
D_S?	2.729073	1.858972	1.468055	0.1430

Weighted Statistics

R-squared	0.952564	Mean dependent var	6.350494
Adjusted R-squared	0.950546	S.D. dependent var	3.101966
S.E. of regression	0.689824	Akaike info criterion	1.844546
Sum squared resid	156.5571	Schwarz criterion	2.012016
Log likelihood	-302.2619	F-statistic	471.9086
Durbin-Watson stat	2.468521	Prob(F-statistic)	0.000000

Keterangan :

Ada autokorelasi dan heteroskedastisitas, maka metode *Pooled Estimated GLS* diperbaiki dengan *Cross-Section Weights* dan *White Period*.

1. Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	6.5501	Prob(F-statistic)	0.0000
Obs*R-squared	82.5945	Chi-squared(df-2, 5%)	5.9999

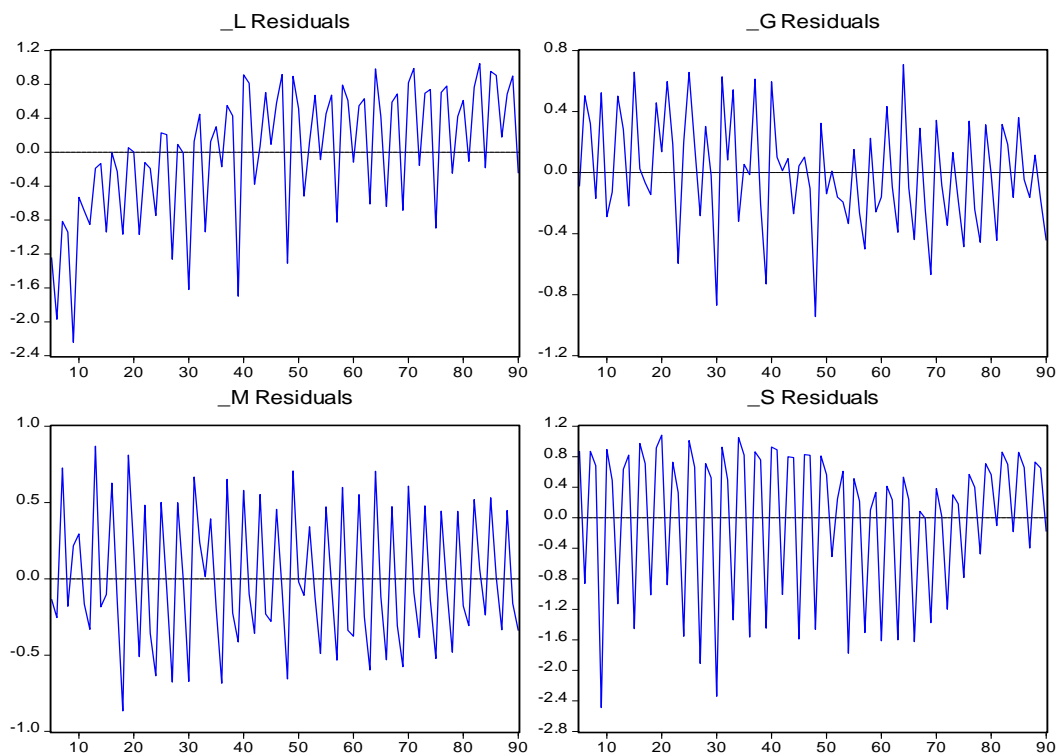
Keterangan: [$Obs * R^2 > \chi^2$] = autocorrelation

2. Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	7.9850	Prob(F-statistic)	0.0000
Obs*R-squared	87.2429	Chi-Squared(df-15, 5%)	25.0000

Keterangan: [$Obs * R^2 > \chi^2$] = heteroskedasticity



Keterangan : _L = Lampung _G = Jawa Tengah
 _M = Jawa Timur _S = Sulawesi Selatan

Lampiran 4.5.5. Estimasi Persamaan Lag-5 Respons Luas Panen Jagung dari Hasil Analisis Regresi Data Panel Metode GLS dalam Model *Common Effect* dengan Teknik *Cross-section Dummy Variable* yang diolah dengan *Software EViews 5*

Dependent Variable: LN_A?
 Method: Pooled EGLS (Cross-section weights)
 Date: 08/16/14 Time: 16:47
 Sample (adjusted): 6 90
 Included observations: 85 after adjustments
 Cross-sections included: 4
 Total pool (balanced) observations: 340
 Iterate weights to convergence
 White period standard errors & covariance (no d.f. correction)
 Convergence achieved after 7 weight iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_A?(-5)	-0.336526	0.071687	-4.694382	0.0000
LN_HJG?(-5)	0.061767	0.025809	2.393174	0.0173
LN_HJN5?(-5)	-0.011600	0.029609	-0.391789	0.6955
LN_HBR?(-5)	-0.272545	0.200544	-1.359029	0.1751
LN_HKD?(-5)	0.183506	0.042592	4.308438	0.0000
LN_HUK?(-5)	0.106189	0.040960	2.592502	0.0100
LN_UBT?(-5)	0.127626	0.141079	0.904645	0.3663
LN_HJI?(-5)	-0.009102	0.034792	-0.261600	0.7938
LN_HPK?(-5)	0.090601	0.130573	0.693872	0.4883
DEL?	-0.068372	0.046962	-1.455905	0.1464
DLA?	0.090963	0.031295	2.906611	0.0039
D_L?	4.301024	1.320438	3.257271	0.0012
D_G?	5.431882	1.356426	4.004555	0.0001
D_M?	6.236676	1.408979	4.426381	0.0000
D_S?	3.823916	1.345537	2.841926	0.0048

Weighted Statistics

R-squared	0.954212	Mean dependent var	6.368805
Adjusted R-squared	0.952239	S.D. dependent var	3.144375
S.E. of regression	0.687178	Akaike info criterion	1.837376
Sum squared resid	153.4695	Schwarz criterion	2.006300
Log likelihood	-297.3539	F-statistic	483.7784
Durbin-Watson stat	2.482566	Prob(F-statistic)	0.000000

Keterangan :

Ada autokorelasi dan heteroskedastisitas, maka metode *Pooled Estimated GLS* diperbaiki dengan *Cross-Section Weights* dan *White Period*.

1. Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	6.0683	Prob(F-statistic)	0.0000
Obs*R-squared	77.7510	Chi-squared(df-2, 5%)	5.9999

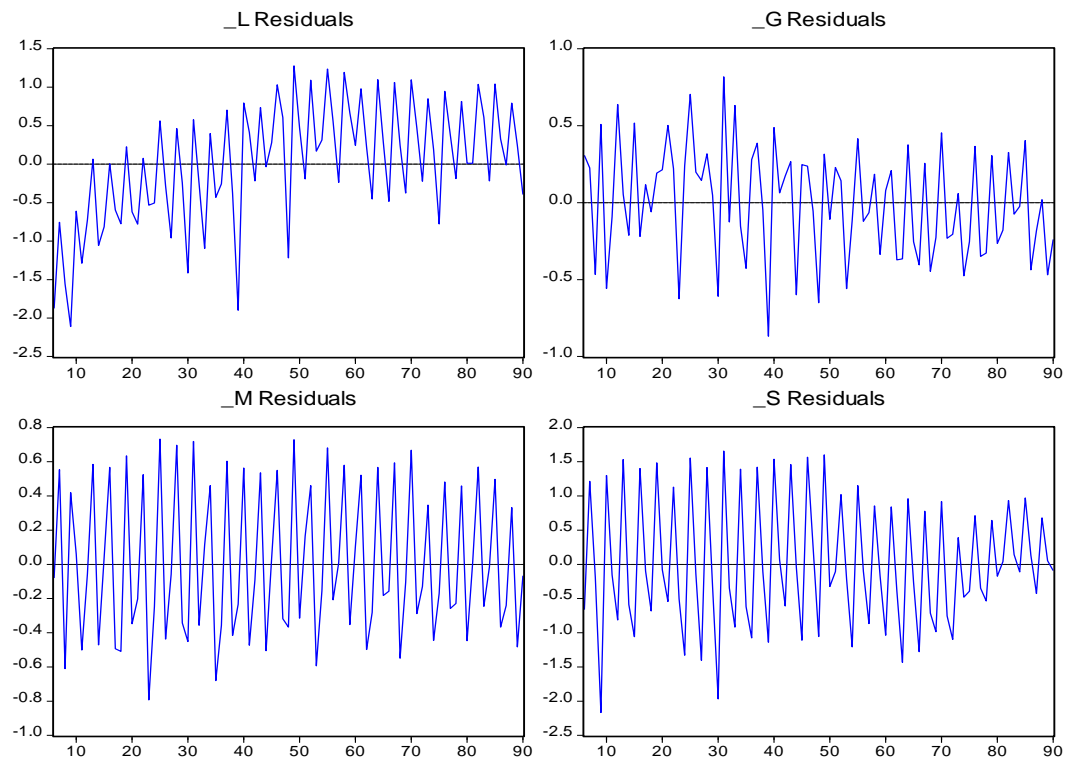
Keterangan: [$\text{Obs} \cdot R^2 > \chi^2$] = autocorrelation

2. Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	13.0075	Prob(F-statistic)	0.0000
Obs*R-squared	122.0964	Chi-Squared(df-15, 5%)	25.0000

Keterangan: [$\text{Obs} \cdot R^2 > \chi^2$] = heteroskedasticity



Keterangan : _L = Lampung _G = Jawa Tengah
 _M = Jawa Timur _S = Sulawesi Selatan

Lampiran 4.5.6. Estimasi Persamaan Lag-6 Respons Luas Panen Jagung dari Hasil Analisis Regresi Data Panel Metode GLS dalam Model *Common Effect* dengan Teknik *Cross-section Dummy Variable* yang diolah dengan *Software EViews 5*

Dependent Variable: LN_A?
 Method: Pooled EGLS (Cross-section weights)
 Date: 08/16/14 Time: 16:51
 Sample (adjusted): 7 90
 Included observations: 84 after adjustments
 Cross-sections included: 4
 Total pool (balanced) observations: 336
 Iterate weights to convergence
 White period standard errors & covariance (no d.f. correction)
 Convergence achieved after 5 weight iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_A?(-6)	0.859852	0.040664	21.14539	0.0000
LN_HJG?(-6)	0.007350	0.021498	0.341884	0.7327
LN_HJN6?(-6)	0.018132	0.018740	0.967545	0.3340
LN_HBR?(-6)	-0.407849	0.149125	-2.734941	0.0066
LN_HKD?(-6)	0.088774	0.204663	0.433759	0.6648
LN_HUK?(-6)	-0.171011	0.038814	-4.405961	0.0000
LN_UBT?(-6)	0.112800	0.076408	1.476281	0.1408
LN_HJI?(-6)	0.037094	0.004000	9.273679	0.0000
LN_HPK?(-6)	0.192891	0.071754	2.688231	0.0076
DEL?	-0.077835	0.030698	-2.535501	0.0117
DLA?	0.005502	0.022784	0.241508	0.8093
D_L?	0.921265	0.796131	1.157178	0.2481
D_G?	0.997142	0.774883	1.286829	0.1991
D_M?	1.072790	0.791875	1.354746	0.1765
D_S?	0.926864	0.757508	1.223571	0.2220

Weighted Statistics

R-squared	0.988907	Mean dependent var	5.915634
Adjusted R-squared	0.988423	S.D. dependent var	3.249030
S.E. of regression	0.349585	Akaike info criterion	0.603521
Sum squared resid	39.22926	Schwarz criterion	0.773928
Log likelihood	-86.39157	F-statistic	2043.969
Durbin-Watson stat	2.063980	Prob(F-statistic)	0.000000

Keterangan :

Ada heteroskedastisitas, maka metode *Pooled Estimated GLS* diperbaiki dengan *Cross-Section Weights* dan *White Period*.

1. Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.2487	Prob(F-statistic)	0.9988
Obs*R-squared	4.1193	Chi-squared(df-2, 5%)	5.9999

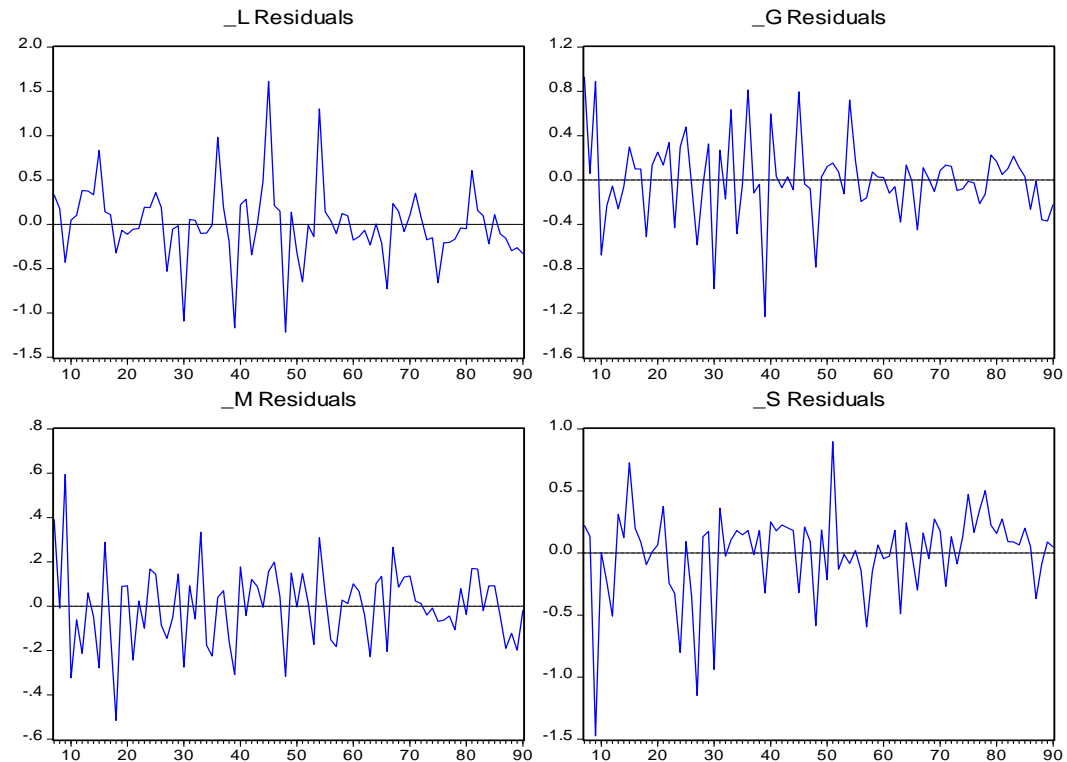
Keterangan: [$\text{Obs} \cdot R^2 < \chi^2$] = non-autocorrelation

2. Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	6.4035	Prob(F-statistic)	0.0000
Obs*R-squared	73.3528	Chi-Squared(df-15, 5%)	25.0000

Keterangan: [$\text{Obs} \cdot R^2 > \chi^2$] = heteroskedasticity



Keterangan : _L = Lampung _G = Jawa Tengah
 _M = Jawa Timur _S = Sulawesi Selatan

Lampiran 5.1.1. Hasil Estimasi Model Lag-1 Respons Produktivitas Jagung di Lampung dengan Metode OLS Melalui *software Eviews 7*

Dependent Variable: LN_Y_L
 Method: Least Squares
 Date: 04/15/14 Time: 03:05
 Sample (adjusted): 2 90
 Included observations: 89 after adjustments
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.580065	0.447657	5.763480	0.0000
LN_Y_L(-1)	0.267972	0.136764	1.959369	0.0536
LN_HJG_L(-1)	0.061072	0.035516	1.719540	0.0895
LN_HJT1_L(-1)	0.007474	0.054039	0.138302	0.8904
LN_HBJ_L(-1)	0.111043	0.046797	2.372885	0.0201
LN_HPU_L(-1)	-0.170191	0.091848	-1.852961	0.0677
LN_HPT_L(-1)	0.094480	0.127597	0.740457	0.4612
LN_LLI_L	-0.064574	0.021976	-2.938444	0.0043
LN_CH_L	0.023160	0.007954	2.911611	0.0047
DGP(-1)	0.006706	0.058671	0.114293	0.9093
DBLPB(-1)	0.080057	0.048187	1.661399	0.1006
R-squared	0.883597	Mean dependent var	3.283021	
Adjusted R-squared	0.868674	S.D. dependent var	0.329349	
S.E. of regression	0.119353	Akaike info criterion	-1.298203	
Sum squared resid	1.111117	Schwarz criterion	-0.990619	
Log likelihood	68.77003	Hannan-Quinn criter.	-1.174225	
F-statistic	59.20873	Durbin-Watson stat	2.234367	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Keterangan:

Ada autokorelasi, maka diperbaiki dengan Metode *Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent (HAC) Covariance Matrix* (Bartlett kernel, Newey-West).

1. Hasil Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	3.663578	Prob. F(2,76)	0.0303
Obs*R-squared	7.825982	Prob. Chi-Square(2)	0.0200

Keterangan :

Prob. Chi-Square(2) < 0,05 (α = 0,05), H₀ ditolak berarti fungsi Autoregresif orde 1-2 (AR 1-2) dari variabel residual mempunyai (koefisien ≠ 0), ada autokorelasi.

2. Hasil Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.720288	Prob. F(10,78)	0.0908
Obs*R-squared	16.08203	Prob. Chi-Square(10)	0.0973

Keterangan :

Prob. Chi-Square(10) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi varian dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada heteroskedastisitas.

3. Hasil Uji Multikolinearitas

Covariance Analysis: Ordinary

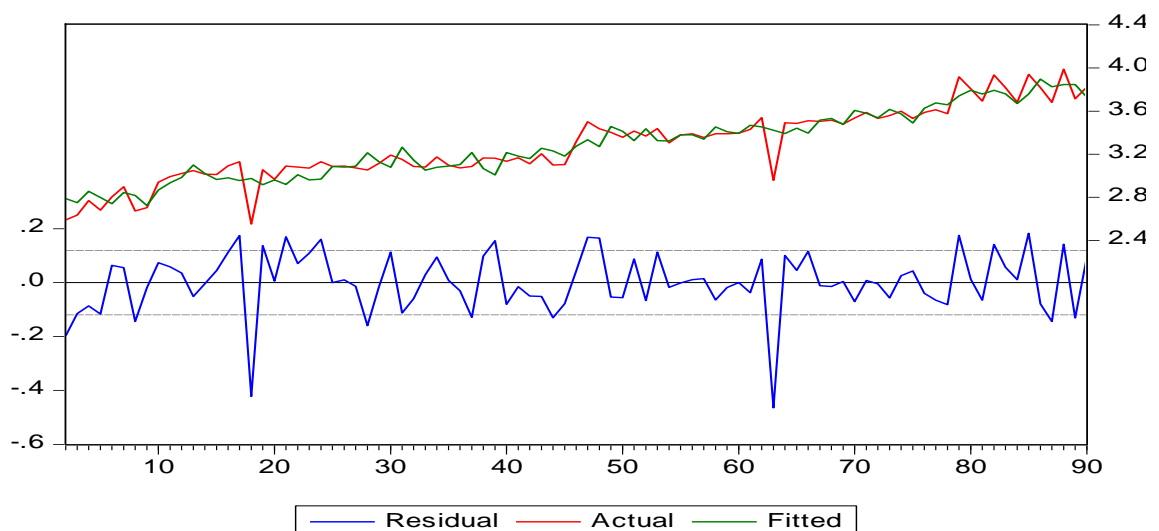
Date: 04/15/14 Time: 03:39

Sample (adjusted): 2 90

Included observations: 89 after adjustments

Balanced sample (listwise missing value deletion)

	LN_Y_L (-1)	LN_HJG _L(-1)	LN_HJT 1_L(-1)	LN_HBJ _L(-1)	LN_HP U_L(-1)	LN_HPT _L(-1)	LN_LLI L	LN_CH_ L	DGP (-1)	DBLP B(-1)
LN_Y_L(-1)	1									
LN_HJG_L(-1)	0.8985	1								
LN_HJT1_L(-1)	-0.172	-0.035	1							
LN_HBJ_L(-1)	0.8691	0.8914	-0.118	1						
LN_HPU_L(-1)	0.3495	0.3483	-0.055	0.5491	1					
LN_HPT_L(-1)	0.7294	0.7511	-0.066	0.8382	0.8238	1				
LN_LLI_L	-0.266	-0.274	0.1897	-0.313	-0.227	-0.334	1			
LN_CH_L	0.0849	0.0755	-0.131	0.0024	0.1057	0.0871	-0.046	1		
DGP(-1)	0.1112	0.1299	0.0253	0.078	0.5623	0.4896	-0.204	0.1281	1	
DBLPB(-1)	0.5571	0.5699	-0.058	0.4232	-0.121	0.2776	-0.077	0.1157	-0.1	1



Lampiran 5.1.2. Hasil Estimasi Model Lag-2 Respons Produktivitas Jagung di Lampung dengan Metode OLS Melalui *software Eviews 7*

Dependent Variable: LN_Y_L
 Method: Least Squares
 Date: 04/15/14 Time: 21:17
 Sample (adjusted): 3 90
 Included observations: 88 after adjustments
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.771325	0.377967	7.332181	0.0000
LN_Y_L(-2)	0.171749	0.128025	1.341525	0.1837
LN_HJG_L(-2)	0.085046	0.032840	2.589730	0.0115
LN_HJT2_L(-2)	-0.051803	0.035845	-1.445215	0.1525
LN_HBJ_L(-2)	0.137654	0.052267	2.633670	0.0102
LN_HPU_L(-2)	-0.167756	0.084250	-1.991170	0.0500
LN_HPT_L(-2)	0.016942	0.121695	0.139217	0.8896
LN_LLI_L	-0.057029	0.019275	-2.958622	0.0041
LN_CH_L	0.020012	0.007496	2.669545	0.0093
DGP(-2)	0.061687	0.072843	0.846844	0.3997
DBLPB(-2)	0.096899	0.046786	2.071112	0.0417
R-squared	0.882501	Mean dependent var		3.290872
Adjusted R-squared	0.867241	S.D. dependent var		0.322752
S.E. of regression	0.117598	Akaike info criterion		-1.326619
Sum squared resid	1.064858	Schwarz criterion		-1.016952
Log likelihood	69.37123	Hannan-Quinn criter.		-1.201862
F-statistic	57.83248	Durbin-Watson stat		1.885420
Prob(F-statistic)	0.000000			

Keterangan :

Ada heteroskedastisitas dan autokorelasi, maka diperbaiki dengan Metode *Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent (HAC) Covariance Matrix* (Bartlett kernel, Newey-West).

1. Hasil Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.896252	Prob. F(2,75)	0.0614
Obs*R-squared	6.309252	Prob. Chi-Square(2)	0.0427

Keterangan :

Prob. Chi-Square(2) < 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 ditolak berarti fungsi Autoregresif orde 1-2 (AR 1-2) dari variabel residual mempunyai (koefisien $\neq 0$), ada autokorelasi.

2. Hasil Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	2.625701	Prob. F(10,77)	0.0084
Obs*R-squared	22.37733	Prob. Chi-Square(10)	0.0133

Keterangan :

Prob. Chi-Square(10) < 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 ditolak berarti fungsi varian dari variabel residual mempunyai (koefisien $\neq 0$), ada heteroskedastisitas.

3. Hasil Uji Multikolinearitas

Covariance Analysis: Ordinary

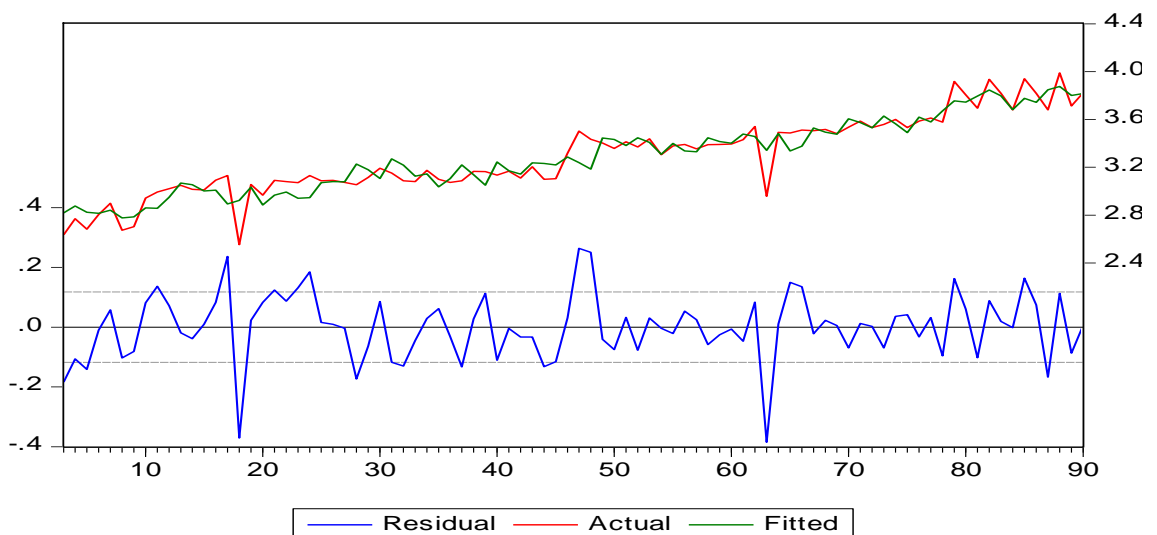
Date: 04/15/14 Time: 06:22

Sample (adjusted): 3 90

Included observations: 88 after adjustments

Balanced sample (listwise missing value deletion)

	LN_Y_L (-2)	LN_HJG _L(-2)	LN_HJT 2_L(-2)	LN_HBJ _L(-2)	LN_HP U_L(-2)	LN_HPT _L(-2)	LN_LLI L	LN_CH_ L	DGP (-2)	DBLP B(-2)
LN_Y_L(-2)	1									
LN_HJG_L(-2)	0.8966	1								
LN_HJT2_L(-2)	-0.174	0.0162	1							
LN_HBJ_L(-2)	0.8675	0.8919	-0.115	1						
LN_HPU_L(-2)	0.3713	0.3778	-0.11	0.5682	1					
LN_HPT_L(-2)	0.733	0.7593	-0.085	0.8404	0.8326	1				
LN_LLI_L	-0.26	-0.263	0.0744	-0.296	-0.198	-0.299	1			
LN_CH_L	0.1553	0.053	-0.125	0.0264	0.1847	0.1328	-0.043	1		
DGP(-2)	0.1177	0.1392	0.0179	0.0825	0.5621	0.4912	-0.194	0.1486	1	
DBLPB(-2)	0.544	0.5484	-0.062	0.4109	-0.095	0.2805	-0.063	0.1156	-0.1	1



Lampiran 5.1.3. Hasil Estimasi Model Lag-3 Respons Produktivitas Jagung di Lampung dengan Metode OLS Melalui *software Eviews 7*

Dependent Variable: LN_Y_L
 Method: Least Squares
 Date: 04/15/14 Time: 06:28
 Sample (adjusted): 4 87
 Included observations: 84 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.682046	0.361297	7.423385	0.0000
LN_Y_L(-3)	0.182581	0.102473	1.781739	0.0790
LN_HJG_L(-3)	0.094739	0.034476	2.747983	0.0076
LN_HJT3_L(-3)	-0.058668	0.046571	-1.259752	0.2118
LN_HBJ_L(-3)	0.130754	0.046345	2.821344	0.0062
LN_HPU_L(-3)	-0.043995	0.085649	-0.513671	0.6090
LN_HPT_L(3)	-0.046030	0.058636	-0.785008	0.4350
LN_LLI_L	-0.044914	0.018818	-2.386771	0.0196
LN_CH_L	0.020288	0.009539	2.126720	0.0368
DGP(-3)	-0.010165	0.062116	-0.163651	0.8705
DBLPB(-3)	0.125558	0.053240	2.358332	0.0210
R-squared	0.877910	Mean dependent var		3.278984
Adjusted R-squared	0.861186	S.D. dependent var		0.304005
S.E. of regression	0.113265	Akaike info criterion		-1.396617
Sum squared resid	0.936522	Schwarz criterion		-1.078296
Log likelihood	69.65792	Hannan-Quinn criter.		-1.268655
F-statistic	52.49206	Durbin-Watson stat		1.832070
Prob(F-statistic)	0.000000			

1. Hasil Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.212625	Prob. F(2,71)	0.8090
Obs*R-squared	0.500118	Prob. Chi-Square(2)	0.7788

Keterangan :

Prob. Chi-Square(2) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi Autoregresif orde 1-2 (AR 1-2) dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada autokorelasi.

2. Hasil Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.452612	Prob. F(10,73)	0.1751
Obs*R-squared	13.94092	Prob. Chi-Square(10)	0.1757

Keterangan :

Prob. Chi-Square(10) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi varian dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada heteroskedastisitas.

3. Hasil Uji Multikolinearitas

Covariance Analysis: Ordinary

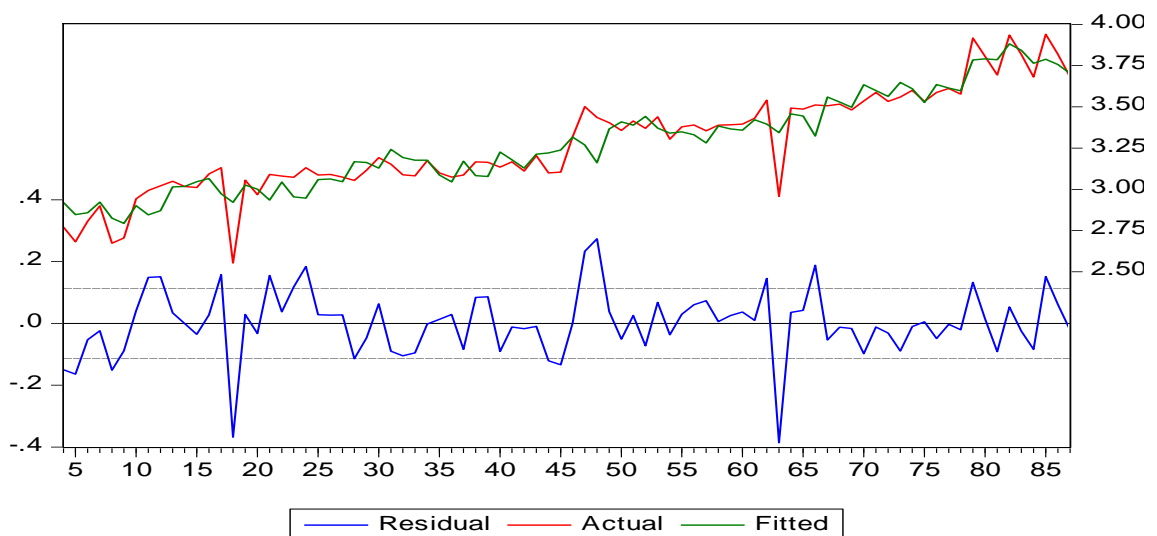
Date: 04/15/14 Time: 06:30

Sample (adjusted): 4 87

Included observations: 84 after adjustments

Balanced sample (listwise missing value deletion)

	LN_Y_L (-3)	LN_HJG _L(-3)	LN_HJT 3_L(-3)	LN_HBJ _L(-3)	LN_HP U_L(-3)	LN_HPT _L(3)	LN_LLI _L	LN_CH _L	DGP (-3)	DBLP B(-3)
LN_Y_L(-3)	1									
LN_HJG_L(-3)	0.8812	1								
LN_HJT3_L(-3)	-0.205	0.0121	1							
LN_HBJ_L(-3)	0.8698	0.8932	-0.142	1						
LN_HPU_L(-3)	0.4867	0.4879	-0.122	0.6355	1					
LN_HPT_L(3)	0.7551	0.7485	-0.129	0.8263	0.6931	1				
LN_LLI_L	-0.377	-0.24	0.0396	-0.319	-0.3	-0.397	1			
LN_CH_L	0.1211	0.0406	-0.171	0.0458	0.2332	0.0038	-0.06	1		
DGP(-3)	0.1608	0.1825	0.0592	0.1033	0.5594	0.4039	-0.154	0.1581	1	
DBLPB(-3)	0.418	0.4271	-0.17	0.3453	0.0099	0.2165	-0.075	0.0927	-0.1	1



Lampiran 5.1.4. Hasil Estimasi Model Lag-4 Respons Produktivitas Jagung di Lampung dengan Metode OLS Melalui *software Eviews 7*

Dependent Variable: LN_Y_L
 Method: Least Squares
 Date: 04/08/14 Time: 18:48
 Sample (adjusted): 5 90
 Included observations: 86 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.221277	0.424813	2.874860	0.0053
LN_Y_L(-4)	-0.005705	0.101797	-0.056039	0.9555
LN_HJG_L(-4)	0.082313	0.034226	2.404976	0.0186
LN_HJT4_L(-4)	-0.035713	0.042039	-0.849535	0.3983
LN_HBJ_L(-4)	0.058060	0.044783	1.296483	0.1988
LN_HPU_L(-4)	0.003149	0.127739	0.024651	0.9804
LN_HPT_L(-4)	0.053190	0.116234	0.457610	0.6486
LN_LLI_L	0.709109	0.179555	3.949251	0.0002
LN_CH_L	0.028154	0.009145	3.078727	0.0029
DGP(-4)	-0.002533	0.067591	-0.037480	0.9702
DBLPB(-4)	0.078549	0.051615	1.521825	0.1323
R-squared	0.884549	Mean dependent var		3.304548
Adjusted R-squared	0.869155	S.D. dependent var		0.313348
S.E. of regression	0.113346	Akaike info criterion		-1.397795
Sum squared resid	0.963543	Schwarz criterion		-1.083866
Log likelihood	71.10517	Hannan-Quinn criter.		-1.271453
F-statistic	57.46239	Durbin-Watson stat		2.030958
Prob(F-statistic)	0.000000			

1. Hasil Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.051305	Prob. F(2,73)	0.9500
Obs*R-squared	0.120713	Prob. Chi-Square(2)	0.9414

Keterangan :

Prob. Chi-Square(2) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi Autoregresif orde 1-2 (AR 1-2) dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada autokorelasi.

2. Hasil Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.345290	Prob. F(10,75)	0.2228
Obs*R-squared	13.07983	Prob. Chi-Square(10)	0.2192

Keterangan :

Prob. Chi-Square(10) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi varian dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada heteroskedastisitas.

3. Hasil Uji Multikolinearitas

Covariance Analysis: Ordinary

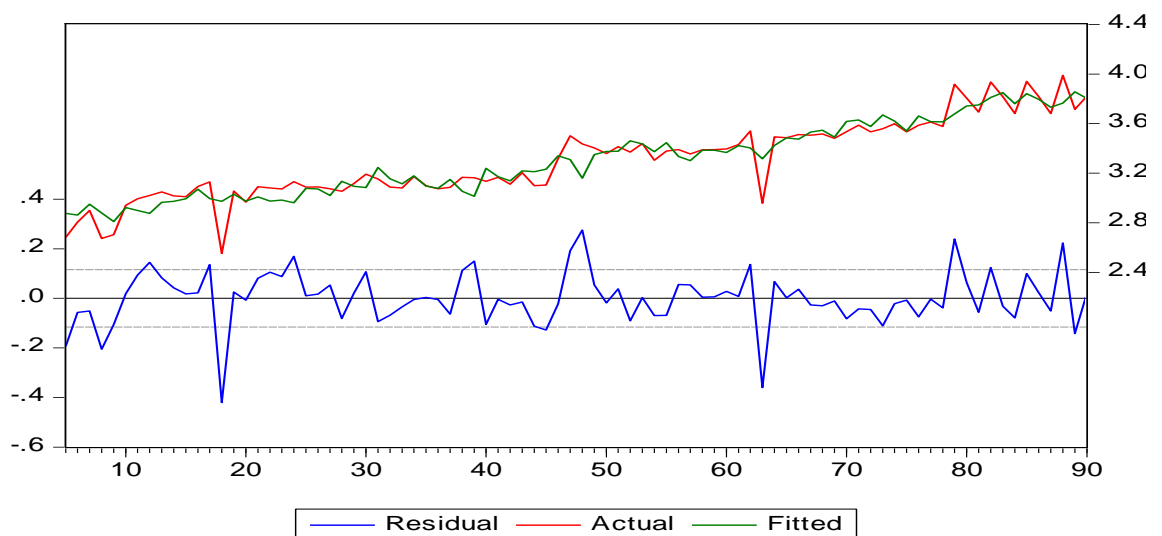
Date: 04/15/14 Time: 06:36

Sample (adjusted): 5 90

Included observations: 86 after adjustments

Balanced sample (listwise missing value deletion)

	LN_Y_L (-4)	LN_HJG _L(-4)	LN_HJT 4_L(-4)	LN_HBJ _L(-4)	LN_HP U_L(-4)	LN_HPT _L(-4)	LN_LLI_ L	LN_CH_ L	DGP (-4)	DBLP B(-4)
LN_Y_L(-4)	1									
LN_HJG_L(-4)	0.891	1								
LN_HJT4_L(-4)	-0.182	0.0226	1							
LN_HBJ_L(-4)	0.8685	0.8921	-0.123	1						
LN_HPU_L(-4)	0.4217	0.427	-0.129	0.5992	1					
LN_HPT_L(-4)	0.7418	0.7618	-0.12	0.8404	0.8606	1				
LN_LLI_L	-0.216	-0.225	0.0793	-0.274	-0.185	-0.257	1			
LN_CH_L	0.0809	0.0451	-0.196	0.0719	0.2391	0.1775	-0.063	1		
DGP(-4)	0.1368	0.1592	0.0833	0.0925	0.5608	0.5041	-0.139	0.1597	1	
DBLPB(-4)	0.4953	0.4975	-0.14	0.3815	-0.052	0.2534	-0.052	0.0722	-0.1	1



Lampiran 5.1.5. Hasil Estimasi Model Lag-5 Respons Produktivitas Jagung di Lampung dengan Metode OLS Melalui *software Eviews 7*

Dependent Variable: LN_Y_L
 Method: Least Squares
 Date: 04/15/14 Time: 20:10
 Sample (adjusted): 6 90
 Included observations: 85 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.034062	0.303337	10.00227	0.0000
LN_Y_L(-5)	0.136715	0.102141	1.338495	0.1848
LN_HJG_L(-5)	0.125351	0.035226	3.558446	0.0007
LN_HJT5_L(-5)	-0.076946	0.040066	-1.920497	0.0586
LN_HBJ_L(-5)	0.036801	0.047783	0.770169	0.4437
LN_HPU_L(-5)	-0.038353	0.138926	-0.276066	0.7833
LN_HPT_L(-5)	0.145449	0.128310	1.133573	0.2606
LN_LLI_L	-0.058707	0.017935	-3.273277	0.0016
LN_CH_L	0.019439	0.010393	1.870449	0.0654
DGP(-5)	-0.131678	0.070659	-1.863574	0.0663
DBLPB(-5)	0.092621	0.055473	1.669651	0.0992
R-squared	0.870134	Mean dependent var		3.311869
Adjusted R-squared	0.852585	S.D. dependent var		0.307719
S.E. of regression	0.118148	Akaike info criterion		-1.313521
Sum squared resid	1.032961	Schwarz criterion		-0.997413
Log likelihood	66.82465	Hannan-Quinn criter.		-1.186374
F-statistic	49.58185	Durbin-Watson stat		1.879984
Prob(F-statistic)	0.000000			

1. Hasil Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.266341	Prob. F(2,72)	0.7669
Obs*R-squared	0.624242	Prob. Chi-Square(2)	0.7319

Keterangan :

Prob. Chi-Square(2) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi Autoregresif orde 1-2 (AR 1-2) dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada autokorelasi.

2. Hasil Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.603814	Prob. F(10,74)	0.1222
Obs*R-squared	15.14072	Prob. Chi-Square(10)	0.1270

Keterangan :

Prob. Chi-Square(10) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi varian dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada heteroskedastisitas.

3. Hasil Uji Multikolinearitas

Covariance Analysis: Ordinary

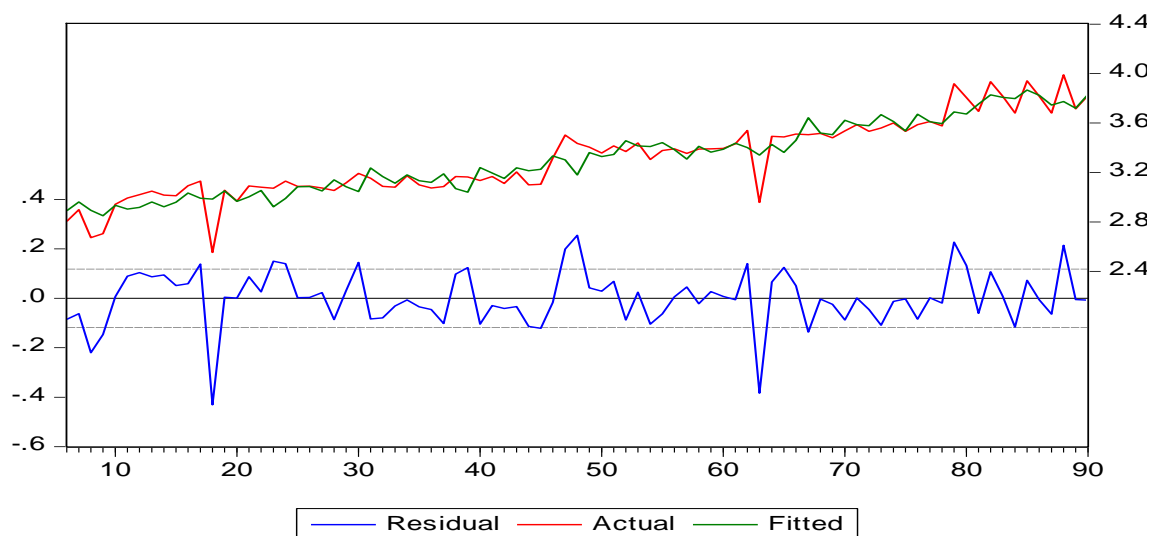
Date: 04/15/14 Time: 20:15

Sample (adjusted): 6 90

Included observations: 85 after adjustments

Balanced sample (listwise missing value deletion)

	LN_Y_L (-5)	LN_HJG _L(-5)	LN_HJT 5_L(-5)	LN_HBJ _L(-5)	LN_HP U_L(-5)	LN_HPT _L(-5)	LN_LLI _L	LN_CH _L	DGP (-5)	DBLP B(-5)
LN_Y_L(-5)	1									
LN_HJG_L(-5)	0.8865	1								
LN_HJT5_L(-5)	-0.185	0.0197	1							
LN_HBJ_L(-5)	0.8681	0.8932	-0.11	1						
LN_HPU_L(-5)	0.4502	0.4582	-0.108	0.6171	1					
LN_HPT_L(-5)	0.7383	0.7593	-0.123	0.8382	0.881	1				
LN_LLI_L	-0.198	-0.234	0.0252	-0.261	-0.143	-0.214	1			
LN_CH_L	0.1382	0.0208	-0.203	0.1076	0.3336	0.2446	-0.061	1		
DGP(-5)	0.1468	0.1707	0.1141	0.0976	0.5601	0.5121	-0.116	0.1557	1	
DBLPB(-5)	0.4657	0.4644	-0.142	0.3657	-0.022	0.2294	-0.035	0.138	-0.1	1



Lampiran 5.1.6. Hasil Estimasi Model Lag-6 Respons Produktivitas Jagung di Lampung dengan Metode OLS Melalui *software Eviews 7*

Dependent Variable: LN_Y_L

Method: Least Squares

Date: 04/15/14 Time: 21:24

Sample (adjusted): 7 90

Included observations: 84 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.670324	0.378961	7.046431	0.0000
LN_Y_L(-6)	0.210580	0.104587	2.013435	0.0478
LN_HJG_L(-6)	0.122027	0.050666	2.408482	0.0185
LN_HJT6_L(-6)	-0.068926	0.033836	-2.037033	0.0453
LN_HBJ_L(-6)	-0.011003	0.064960	-0.169375	0.8660
LN_HPU_L(-6)	-0.044675	0.134982	-0.330969	0.7416
LN_HPT_L(-6)	0.245851	0.152824	1.608717	0.1120
LN_LLI_L	-0.031575	0.023287	-1.355887	0.1793
LN_CH_L	0.018232	0.008943	2.038825	0.0451
DGP(-6)	-0.182975	0.101868	-1.796190	0.0766
DBLPB(-6)	0.078823	0.050837	1.550511	0.1253
R-squared	0.862320	Mean dependent var		3.317900
Adjusted R-squared	0.843460	S.D. dependent var		0.304473
S.E. of regression	0.120465	Akaike info criterion		-1.273365
Sum squared resid	1.059365	Schwarz criterion		-0.955044
Log likelihood	64.48135	Hannan-Quinn criter.		-1.145403
F-statistic	45.72149	Durbin-Watson stat		1.862180
Prob(F-statistic)	0.000000			

Keterangan :

Ada heteroskedastisitas, maka diperbaiki dengan Metode *Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent (HAC) Covariance Matrix* (Bartlett kernel, Newey-West).

1. Hasil Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.166322	Prob. F(2,71)	0.8471
Obs*R-squared	0.391716	Prob. Chi-Square(2)	0.8221

Keterangan :

Prob. Chi-Square(2) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi Autoregresif orde 1-2 (AR 1-2) dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada autokorelasi.

2. Hasil Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	2.071019	Prob. F(10,73)	0.0378
Obs*R-squared	18.56421	Prob. Chi-Square(10)	0.0462

Keterangan :

Prob. Chi-Square(10) < 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 ditolak berarti fungsi varian dari variabel residual mempunyai (koefisien $\neq 0$), ada heteroskedastisitas.

3. Hasil Uji Multikolinearitas

Covariance Analysis: Ordinary

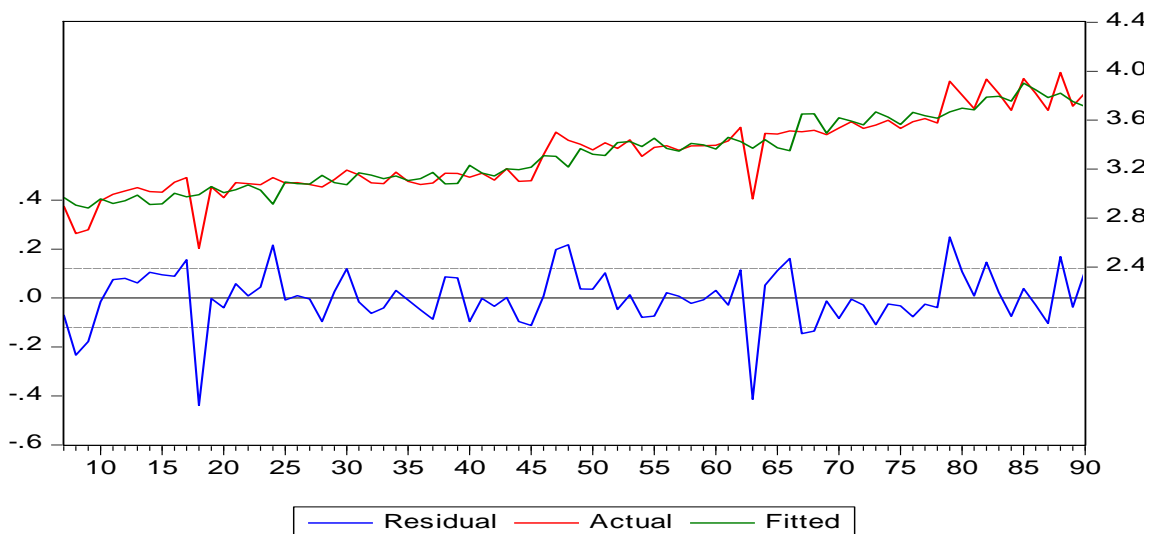
Date: 04/15/14 Time: 20:37

Sample (adjusted): 7 90

Included observations: 84 after adjustments

Balanced sample (listwise missing value deletion)

	LN_Y_L (-6)	LN_HJG _L(-6)	LN_HJT 6_L(-6)	LN_HBJ _L(-6)	LN_HP U_L(-6)	LN_HPT _L(-6)	LN_LLI L	LN_CH_ L	DGP (-6)	DBLP B(-6)
LN_Y_L(-6)	1									
LN_HJG_L(-6)	0.8812	1								
LN_HJT6_L(-6)	-0.185	0.0174	1							
LN_HBJ_L(-6)	0.8698	0.8932	-0.121	1						
LN_HPU_L(-6)	0.4867	0.4879	-0.112	0.6355	1					
LN_HPT_L(-6)	0.7385	0.7579	-0.131	0.8362	0.8983	1				
LN_LLI_L	-0.327	-0.197	0.0476	-0.286	-0.278	-0.292	1			
LN_CH_L	0.1222	0.009	-0.242	0.1101	0.3591	0.2695	-0.075	1		
DGP(-6)	0.1608	0.1825	0.1557	0.1033	0.5594	0.5194	-0.101	0.149	1	
DBLPB(-6)	0.418	0.4271	-0.127	0.3453	0.0099	0.2059	-0.088	0.1446	-0.1	1



Lampiran 5.2.1. Hasil Estimasi Model Lag-1 Respons Produktivitas Jagung di Jawa Tengah dengan Metode OLS Melalui *software* Eviews 7

Dependent Variable: LN_Y_G
 Method: Least Squares
 Date: 04/16/14 Time: 04:16
 Sample (adjusted): 2 90
 Included observations: 89 after adjustments
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.111057	0.442020	4.775929	0.0000
LN_Y_G(-1)	0.125233	0.087356	1.433594	0.1557
LN_HJG_G(-1)	0.142254	0.027349	5.201414	0.0000
LN_HJT1_G(-1)	-0.021952	0.083664	-0.262378	0.7937
LN_HBJ_G(-1)	0.060474	0.021522	2.809895	0.0063
LN_HPU_G(-1)	-0.088047	0.125792	-0.699944	0.4860
LN_HPT_G(-1)	-0.012299	0.105173	-0.116943	0.9072
LN_LLI_G	0.065579	0.041406	1.583778	0.1173
LN_CH_G	0.000810	0.013052	0.062071	0.9507
DGP(-1)	-0.038391	0.093461	-0.410775	0.6824
DBLPB(-1)	0.050408	0.064616	0.780109	0.4377
R-squared	0.802853	Mean dependent var		3.346843
Adjusted R-squared	0.777578	S.D. dependent var		0.313165
S.E. of regression	0.147694	Akaike info criterion		-0.872086
Sum squared resid	1.701452	Schwarz criterion		-0.564502
Log likelihood	49.80784	Hannan-Quinn criter.		-0.748108
F-statistic	31.76439	Durbin-Watson stat		1.913876
Prob(F-statistic)	0.000000			

Keterangan :

Ada autokorelasi, maka diperbaiki dengan Metode *Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent (HAC) Covariance Matrix* (Bartlett kernel, Newey-West).

1. Hasil Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	3.287639	Prob. F(2,76)	0.0427
Obs*R-squared	7.086863	Prob. Chi-Square(2)	0.0289

Keterangan :

Prob. Chi-Square (1) < 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 ditolak berarti fungsi Autoregresif orde-1 dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), ada autokorelasi.

2. Hasil Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.949496	Prob. F(10,78)	0.0506
Obs*R-squared	17.79632	Prob. Chi-Square(10)	0.0585

Keterangan :

Prob. Chi-Square(10) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi varian dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada heteroskedastisitas.

3. Hasil Uji Multikolinearitas

Covariance Analysis: Ordinary

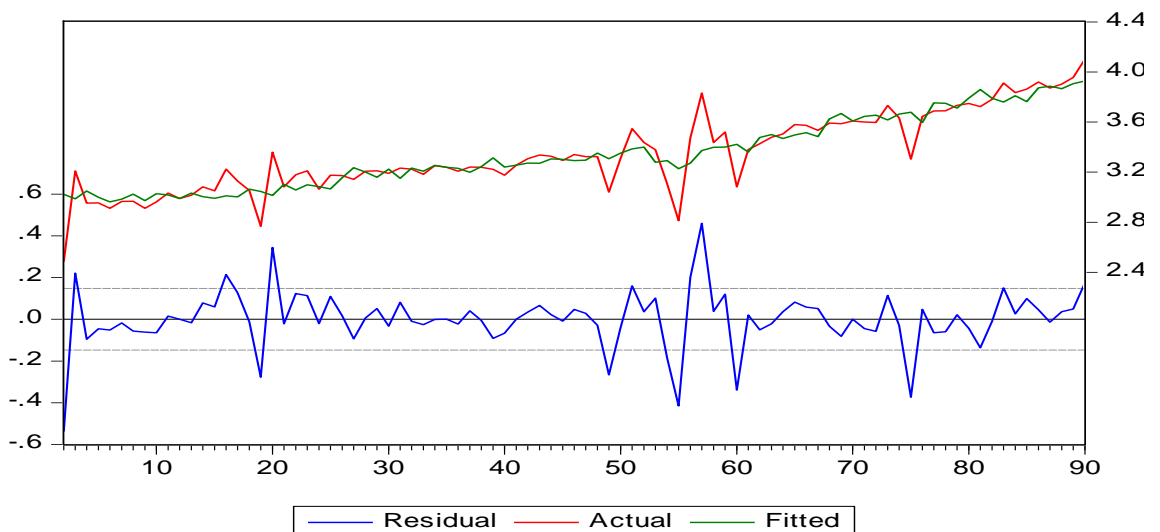
Date: 04/16/14 Time: 04:23

Sample (adjusted): 2 90

Included observations: 89 after adjustments

Balanced sample (listwise missing value deletion)

	LN_Y_	LN_HJG	LN_HJT	LN_HBJ	LN_HP	LN_HPT	LN_LLI_	LN_CH_	DGP	DBLP
Correlation	G(-1)	_G(-1)	1_G(-1)	_G(-1)	U_G(-	_G(-1)	G	G	(-1)	B(-1)
LN_Y_G(-1)	1									
LN_HJG_G(-1)	0.8696	1								
LN_HJT1_G(-1)	0.0235	0.0164	1							
LN_HBJ_G(-1)	0.8171	0.8748	-0.071	1						
LN_HPU_G(-1)	0.2598	0.3752	-0.023	0.3902	1					
LN_HPT_G(-1)	0.6495	0.7563	-0.045	0.7352	0.7479	1				
LN_LLI_G	0.6441	0.7138	-0.029	0.7004	0.5027	0.7187	1			
LN_CH_G	0.1306	0.119	-0.146	0.1162	-0.123	-0.151	-0.153	1		
DGP(-1)	0.01	0.1287	0.0306	0.0409	0.5646	0.3656	0.035	0.1505	1	
DBLPB(-1)	0.5694	0.577	-0.019	0.4915	-0.245	0.3223	0.3419	0.1466	-0.1	1



Lampiran 5.2.2. Hasil Estimasi Model Lag-2 Respons Produktivitas Jagung di Jawa Tengah dengan Metode OLS Melalui *software* Eviews 7

Dependent Variable: LN_Y_G

Method: Least Squares

Date: 04/16/14 Time: 05:41

Sample (adjusted): 3 90

Included observations: 88 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.851186	0.410606	6.943856	0.0000
LN_Y_G(-2)	-0.147328	0.153424	-0.960265	0.3399
LN_HJG_G(-2)	0.195409	0.034068	5.735834	0.0000
LN_HJT2_G(-2)	-0.048886	0.046101	-1.060417	0.2923
LN_HBJ_G(-2)	0.078931	0.023213	3.400249	0.0011
LN_HPU_G(-2)	-0.222684	0.102709	-2.168108	0.0332
LN_HPT_G(-2)	0.014565	0.078977	0.184425	0.8542
LN_LLI_G	0.072592	0.034133	2.126706	0.0366
LN_CH_G	-0.001560	0.007030	-0.221909	0.8250
DGP(-2)	-0.023166	0.072414	-0.319914	0.7499
DBLPB(-2)	0.030979	0.048021	0.645123	0.5208
R-squared	0.839410	Mean dependent var		3.356637
Adjusted R-squared	0.818554	S.D. dependent var		0.300937
S.E. of regression	0.128189	Akaike info criterion		-1.154160
Sum squared resid	1.265287	Schwarz criterion		-0.844493
Log likelihood	61.78306	Hannan-Quinn criter.		-1.029403
F-statistic	40.24822	Durbin-Watson stat		1.728081
Prob(F-statistic)	0.000000			

Keterangan :

Ada heteroskedastisitas, maka diperbaiki dengan Metode *Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent (HAC) Covariance Matrix* (Bartlett kernel, Newey-West).

1. Hasil Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.645513	Prob. F(2,75)	0.5273
Obs*R-squared	1.489169	Prob. Chi-Square(2)	0.4749

Keterangan :

Prob. Chi-Square(2) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi Autoregresif orde 1-2 (AR 1-2) dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada autokorelasi.

2. Hasil Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	2.804446	Prob. F(10,77)	0.0051
Obs*R-squared	23.49398	Prob. Chi-Square(10)	0.0091

Keterangan :

Prob. Chi-Square(10) < 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 ditolak berarti fungsi varian dari variabel residual mempunyai (koefisien $\neq 0$), ada heteroskedastisitas.

3. Hasil Uji Multikolinearitas

Covariance Analysis: Ordinary

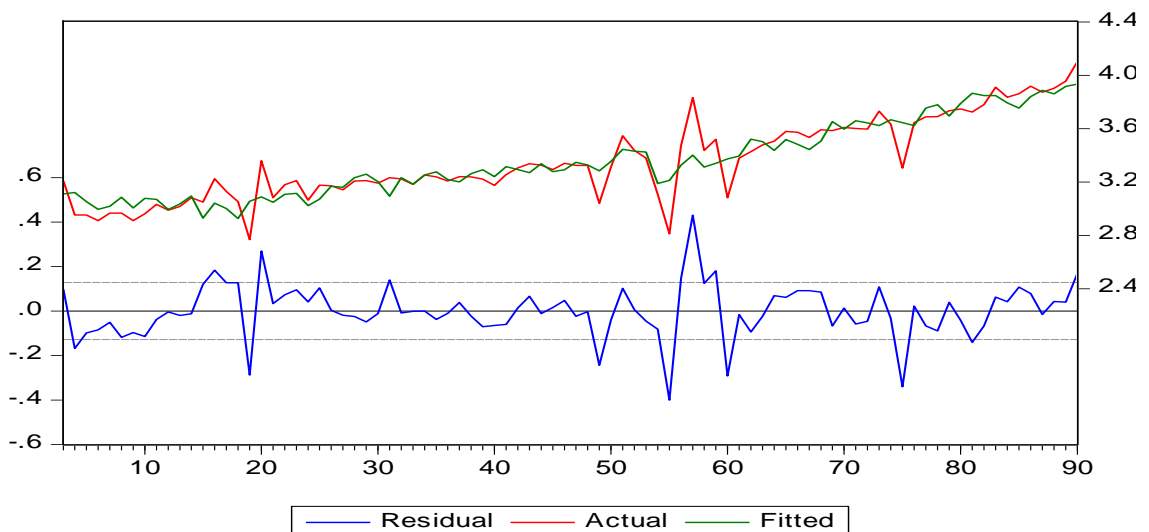
Date: 04/16/14 Time: 05:47

Sample (adjusted): 3 90

Included observations: 88 after adjustments

Balanced sample (listwise missing value deletion)

	LN_Y_	LN_HJG	LN_HJT	LN_HBJ	LN_HP	LN_HPT	LN_LLI_	LN_CH_	DGP	DBLP
Correlation	G(-2)	_G(-2)	2_G(-2)	_G(-2)	U_G(-	_G(-2)	G	G	(-2)	B(-2)
LN_Y_G(-2)	1									
LN_HJG_G(-2)	0.8642	1								
LN_HJT2_G(-2)	-0.085	0.012	1							
LN_HBJ_G(-2)	0.8117	0.8712	-0.138	1						
LN_HPU_G(-2)	0.295	0.4085	-0.075	0.4181	1					
LN_HPT_G(-2)	0.6454	0.7541	-0.131	0.7318	0.7705	1				
LN_LLI_G	0.6513	0.7197	-0.129	0.6681	0.4601	0.6475	1			
LN_CH_G	0.1025	0.0884	-0.104	0.1203	-0.076	-0.098	-0.166	1		
DGP(-2)	0.0182	0.1382	0.0272	0.0473	0.5647	0.3718	0.0544	0.1499	1	
DBLPB(-2)	0.5423	0.5553	-0.033	0.4707	-0.222	0.3064	0.2948	0.1155	-0.1	1



Lampiran 5.2.3. Hasil Estimasi Model Lag-3 Respons Produktivitas Jagung di Jawa Tengah dengan Metode OLS Melalui *software* Eviews 7

Dependent Variable: LN_Y_G
 Method: Least Squares
 Date: 04/16/14 Time: 06:04
 Sample (adjusted): 4 90
 Included observations: 87 after adjustments
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.137435	0.411956	7.615948	0.0000
LN_Y_G(-3)	-0.183224	0.143137	-1.280059	0.2044
LN_HJG_G(-3)	0.223805	0.038689	5.784750	0.0000
LN_HJT3_G(-3)	-0.116678	0.046626	-2.502427	0.0145
LN_HBJ_G(-3)	0.067048	0.025133	2.667712	0.0093
LN_HPU_G(-3)	-0.101838	0.105376	-0.966421	0.3369
LN_HPT_G(-3)	-0.052910	0.102916	-0.514112	0.6087
LN_LLI_G	0.048235	0.035309	1.366092	0.1759
LN_CH_G	-0.005817	0.010575	-0.550073	0.5839
DGP(-3)	-0.020813	0.058553	-0.355452	0.7232
DBLPB(-3)	0.084135	0.075724	1.111075	0.2700
R-squared	0.830585	Mean dependent var	3.358337	
Adjusted R-squared	0.808293	S.D. dependent var	0.302257	
S.E. of regression	0.132341	Akaike info criterion	-1.089170	
Sum squared resid	1.331076	Schwarz criterion	-0.777389	
Log likelihood	58.37890	Hannan-Quinn criter.	-0.963625	
F-statistic	37.26015	Durbin-Watson stat	1.588586	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Keterangan :

Ada heteroskedastisitas, maka diperbaiki dengan Metode *Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent (HAC) Covariance Matrix* (Bartlett kernel, Newey-West).

1. Hasil Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.670432	Prob. F(2,74)	0.0759
Obs*R-squared	5.856441	Prob. Chi-Square(2)	0.0535

Keterangan :

Prob. Chi-Square(2) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi Autoregresif orde 1-2 (AR 1-2) dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada autokorelasi.

2. Hasil Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	2.427529	Prob. F(10,76)	0.0144
Obs*R-squared	21.06152	Prob. Chi-Square(10)	0.0207

Keterangan :

Prob. Chi-Square(10) < 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 ditolak berarti fungsi varian dari variabel residual mempunyai (koefisien $\neq 0$), ada heteroskedastisitas.

3. Hasil Uji Multikolinearitas

Covariance Analysis: Ordinary

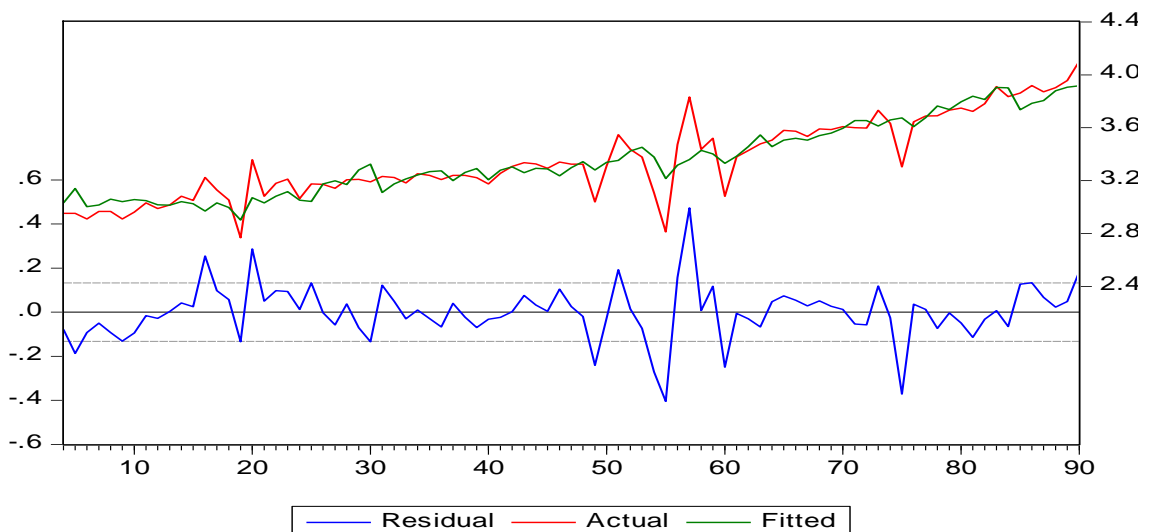
Date: 04/16/14 Time: 06:08

Sample (adjusted): 4 90

Included observations: 87 after adjustments

Balanced sample (listwise missing value deletion)

	LN_Y_	LN_HJG	LN_HJT	LN_HBJ	LN_HP	LN_HPT	LN_LLI_	LN_CH_	DGP	DBLP
Correlation	G(-3)	_G(-3)	3_G(-3)	_G(-3)	U_G(-	_G(-3)	G	G	(-3)	B(-3)
LN_Y_G(-3)	1									
LN_HJG_G(-3)	0.8587	1								
LN_HJT3_G(-3)	-0.154	0.0138	1							
LN_HBJ_G(-3)	0.8057	0.8672	-0.206	1						
LN_HPU_G(-3)	0.3249	0.4388	-0.144	0.4435	1					
LN_HPT_G(-3)	0.6399	0.7511	-0.212	0.7277	0.7912	1				
LN_LLI_G	0.6576	0.7237	-0.143	0.6729	0.441	0.5875	1			
LN_CH_G	0.0823	0.0748	-0.162	0.1354	-0.05	-0.063	-0.165	1		
DGP(-3)	0.0263	0.1481	0.0111	0.0541	0.5643	0.3785	0.0962	0.1274	1	
DBLP(-3)	0.5146	0.5313	-0.055	0.4476	-0.202	0.2875	0.2577	0.1111	-0.1	1



Lampiran 5.2.4. Hasil Estimasi Model Lag-4 Respons Produktivitas Jagung di Jawa Tengah dengan Metode OLS Melalui *software* Eviews 7

Dependent Variable: LN_Y_G

Method: Least Squares

Date: 04/16/14 Time: 06:37

Sample (adjusted): 5 90

Included observations: 86 after adjustments

HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.768524	0.297347	9.310761	0.0000
LN_Y_G(-4)	-0.005788	0.089576	-0.064613	0.9487
LN_HJG_G(-4)	0.152466	0.041846	3.643514	0.0005
LN_HJT4_G(-4)	-0.126487	0.043421	-2.913025	0.0047
LN_HBJ_G(-4)	0.083940	0.036268	2.314466	0.0234
LN_HPU_G(-4)	0.161848	0.196001	0.825753	0.4116
LN_HPT_G(-4)	-0.147380	0.126254	-1.167334	0.2468
LN_LLI_G	0.034084	0.028005	1.217050	0.2274
LN_CH_G	-0.011392	0.013657	-0.834181	0.4068
DGP(-4)	0.017469	0.082126	0.212715	0.8321
DBLPB(-4)	0.208131	0.128291	1.622331	0.1089
R-squared	0.810089	Mean dependent var		3.363047
Adjusted R-squared	0.784768	S.D. dependent var		0.300801
S.E. of regression	0.139551	Akaike info criterion		-0.981821
Sum squared resid	1.460582	Schwarz criterion		-0.667893
Log likelihood	53.21831	Hannan-Quinn criter.		-0.855480
F-statistic	31.99228	Durbin-Watson stat		1.509868
Prob(F-statistic)	0.000000			

Keterangan :

Ada autokorelasi, maka diperbaiki dengan Metode *Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent (HAC) Covariance Matrix* (Bartlett kernel, Newey-West).

1. Hasil Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	3.872103	Prob. F(2,73)	0.0252
Obs*R-squared	8.248292	Prob. Chi-Square(2)	0.0162

Keterangan :

Prob. Chi-Square(2) < 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 ditolak berarti fungsi Autoregresif orde 1-2 (AR 1-2) dari variabel residual mempunyai (koefisien $\neq 0$), ada autokorelasi.

2. Hasil Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.767465	Prob. F(10,75)	0.0815
Obs*R-squared	16.40168	Prob. Chi-Square(10)	0.0887

Keterangan :

Prob. Chi-Square(10) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi varian dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), ada homoskedastisitas.

3. Hasil Uji Multikolinearitas

Covariance Analysis: Ordinary

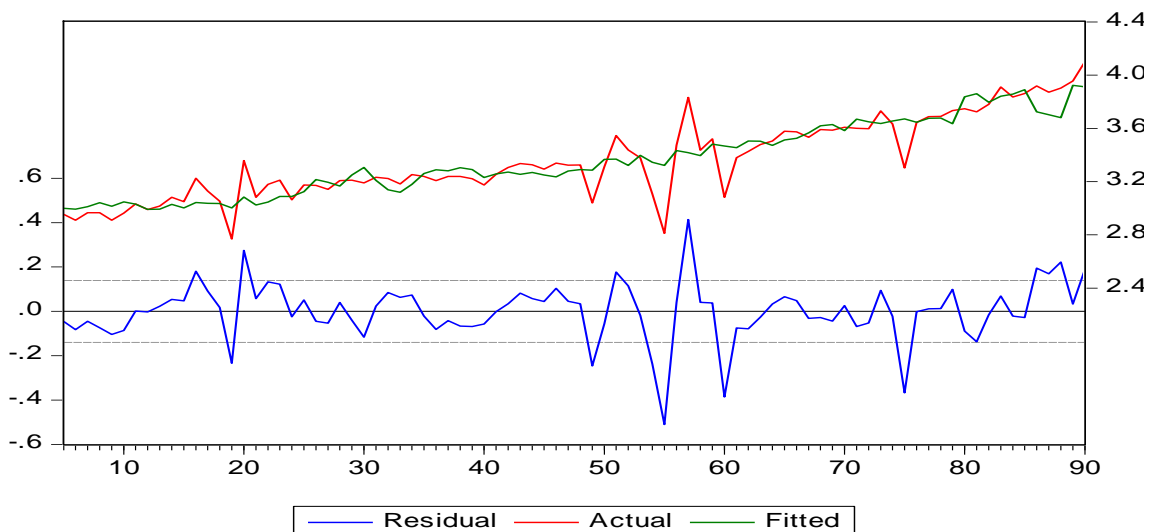
Date: 04/16/14 Time: 06:40

Sample (adjusted): 5 90

Included observations: 86 after adjustments

Balanced sample (listwise missing value deletion)

	LN_Y_	LN_HJG	LN_HJT	LN_HBJ	LN_HP	LN_HPT	LN_LLI_	LN_CH_	DGP	DBLP
Correlation	G(-4)	_G(-4)	4_G(-4)	_G(-4)	U_G(-	_G(-4)	G	G	(-4)	B(-4)
LN_Y_G(-4)	1									
LN_HJG_G(-4)	0.8529	1								
LN_HJT4_G(-4)	-0.153	0.0216	1							
LN_HBJ_G(-4)	0.7993	0.863	-0.223	1						
LN_HPU_G(-4)	0.3495	0.4649	-0.148	0.4653	1					
LN_HPT_G(-4)	0.6362	0.7499	-0.214	0.725	0.8056	1				
LN_LLI_G	0.6501	0.7057	-0.15	0.6718	0.5325	0.6477	1			
LN_CH_G	0.1081	0.1	-0.146	0.1663	-0.12	-0.109	-0.15	1		
DGP(-4)	0.0345	0.1584	0.0354	0.0613	0.5636	0.3843	0.1231	0.1384	1	
DBLPB(-4)	0.4848	0.5046	-0.081	0.4213	-0.187	0.2715	0.2512	0.094	-0.1	1



Lampiran 5.2.5. Hasil Estimasi Model Lag-5 Respons Produktivitas Jagung di Jawa Tengah dengan Metode OLS Melalui *software* Eviews 7

Dependent Variable: LN_Y_G
 Method: Least Squares
 Date: 04/16/14 Time: 06:47
 Sample (adjusted): 6 90
 Included observations: 85 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.921069	0.379798	5.058128	0.0000
LN_Y_G(-5)	0.293808	0.096997	3.029029	0.0034
LN_HJG_G(-5)	0.117606	0.038656	3.042404	0.0032
LN_HJT5_G(-5)	-0.097528	0.053381	-1.827008	0.0717
LN_HBJ_G(-5)	0.049953	0.037797	1.321621	0.1904
LN_HPU_G(-5)	0.134128	0.135334	0.991088	0.3249
LN_HPT_G(-5)	-0.135831	0.106068	-1.280603	0.2043
LN_LLI_G	0.028617	0.037682	0.759442	0.4500
LN_CH_G	-0.011688	0.013799	-0.847017	0.3997
DGP(-5)	0.041128	0.061845	0.665016	0.5081
DBLPB(-5)	0.191462	0.076339	2.508044	0.0143
R-squared	0.819424	Mean dependent var		3.367866
Adjusted R-squared	0.795022	S.D. dependent var		0.299229
S.E. of regression	0.135474	Akaike info criterion		-1.039832
Sum squared resid	1.358143	Schwarz criterion		-0.723725
Log likelihood	55.19287	Hannan-Quinn criter.		-0.912685
F-statistic	33.58005	Durbin-Watson stat		1.663494
Prob(F-statistic)	0.000000			

1. Hasil Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.995454	Prob. F(2,72)	0.1434
Obs*R-squared	4.464050	Prob. Chi-Square(2)	0.1073

Keterangan :

Prob. Chi-Square(2) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi Autoregresif orde 1-2 (AR 1-2) dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada autokorelasi.

2. Hasil Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.842365	Prob. F(10,74)	0.5899
Obs*R-squared	8.686953	Prob. Chi-Square(10)	0.5620

Keterangan :

Prob. Chi-Square(10) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi varian dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada heteroskedastisitas.

3. Hasil Uji Multikolinearitas

Covariance Analysis: Ordinary

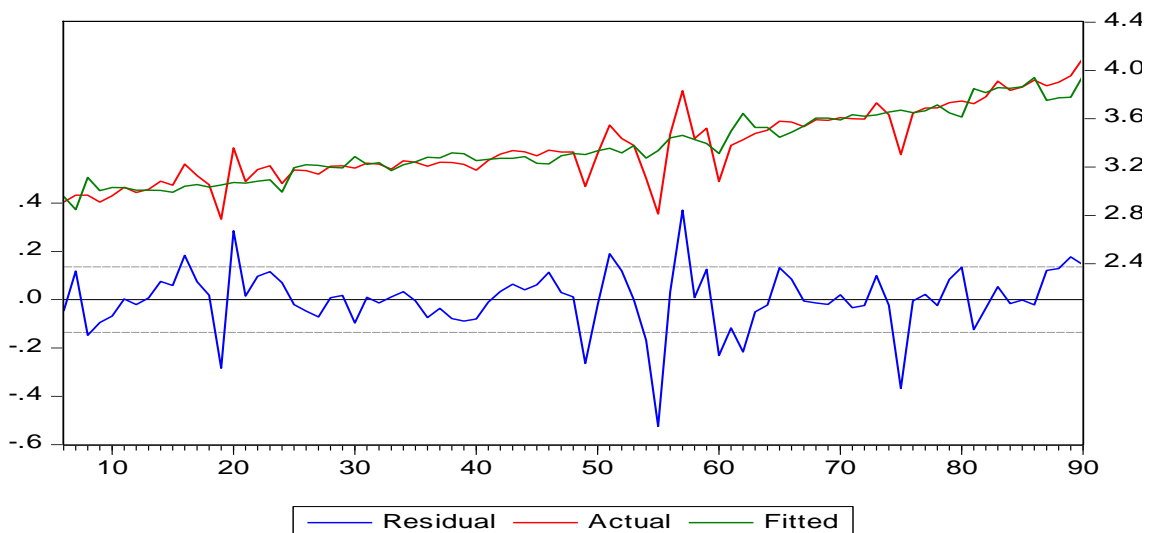
Date: 04/16/14 Time: 06:49

Sample (adjusted): 6 90

Included observations: 85 after adjustments

Balanced sample (listwise missing value deletion)

	LN_Y_	LN_HJG	LN_HJT	LN_HBJ	LN_HP	LN_HPT	LN_LLI	LN_CH	DGP	DBLP
Correlation	G(-5)	_G(-5)	5_G(-5)	_G(-5)	U_G(-	_G(-5)	G	G	(-5)	B(-5)
LN_Y_G(-5)	1									
LN_HJG_G(-5)	0.8463	1								
LN_HJT5_G(-5)	-0.16	-0.014	1							
LN_HBJ_G(-5)	0.7928	0.8587	-0.253	1						
LN_HPU_G(-5)	0.3771	0.4906	-0.132	0.4859	1					
LN_HPT_G(-5)	0.6343	0.7495	-0.197	0.7227	0.8182	1				
LN_LLI_G	0.6275	0.6908	-0.228	0.6532	0.5069	0.6058	1			
LN_CH_G	0.0984	0.0842	-0.135	0.2379	-0.063	-0.041	-0.158	1		
DGP(-5)	0.0441	0.1692	0.0562	0.0685	0.5627	0.3897	0.1532	0.119	1	
DBLP(-5)	0.4452	0.4744	-0.067	0.3929	-0.172	0.2562	0.2244	0.1029	-0.1	1



Lampiran 5.2.6. Hasil Estimasi Model Lag-6 Respons Produktivitas Jagung di Jawa Tengah dengan Metode OLS Melalui *software* Eviews 7

Dependent Variable: LN_Y_G
 Method: Least Squares
 Date: 04/16/14 Time: 06:57
 Sample (adjusted): 7 90
 Included observations: 84 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.778658	0.376976	4.718229	0.0000
LN_Y_G(-6)	0.323052	0.095173	3.394375	0.0011
LN_HJG_G(-6)	0.170095	0.038004	4.475773	0.0000
LN_HJT6_G(-6)	-0.086898	0.049264	-1.763947	0.0819
LN_HBJ_G(-6)	0.014777	0.041489	0.356172	0.7227
LN_HPU_G(-6)	-0.121651	0.129414	-0.940018	0.3503
LN_HPT_G(-6)	-0.054031	0.101661	-0.531487	0.5967
LN_LLI_G	0.029563	0.038923	0.759512	0.4500
LN_CH_G	-0.001454	0.015012	-0.096868	0.9231
DGP(-6)	0.040591	0.062694	0.647442	0.5194
DBLPB(-6)	0.043965	0.076790	0.572541	0.5687
R-squared	0.826615	Mean dependent var		3.373308
Adjusted R-squared	0.802864	S.D. dependent var		0.296763
S.E. of regression	0.131763	Akaike info criterion		-1.094078
Sum squared resid	1.267387	Schwarz criterion		-0.775757
Log likelihood	56.95127	Hannan-Quinn criter.		-0.966115
F-statistic	34.80291	Durbin-Watson stat		1.751940
Prob(F-statistic)	0.000000			

1. Hasil Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	2.266896	Prob. F(2,71)	0.1111
Obs*R-squared	5.041963	Prob. Chi-Square(2)	0.0804

Keterangan :

Prob. Chi-Square(2) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi Autoregresif orde 1-2 (AR 1-2) dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada autokorelasi.

2. Hasil Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.346406	Prob. F(10,73)	0.2228
Obs*R-squared	13.08036	Prob. Chi-Square(10)	0.2192

Keterangan :

Prob. Chi-Square(10) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi varian dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada heteroskedastisitas.

3. Hasil Uji Multikolinearitas

Covariance Analysis: Ordinary

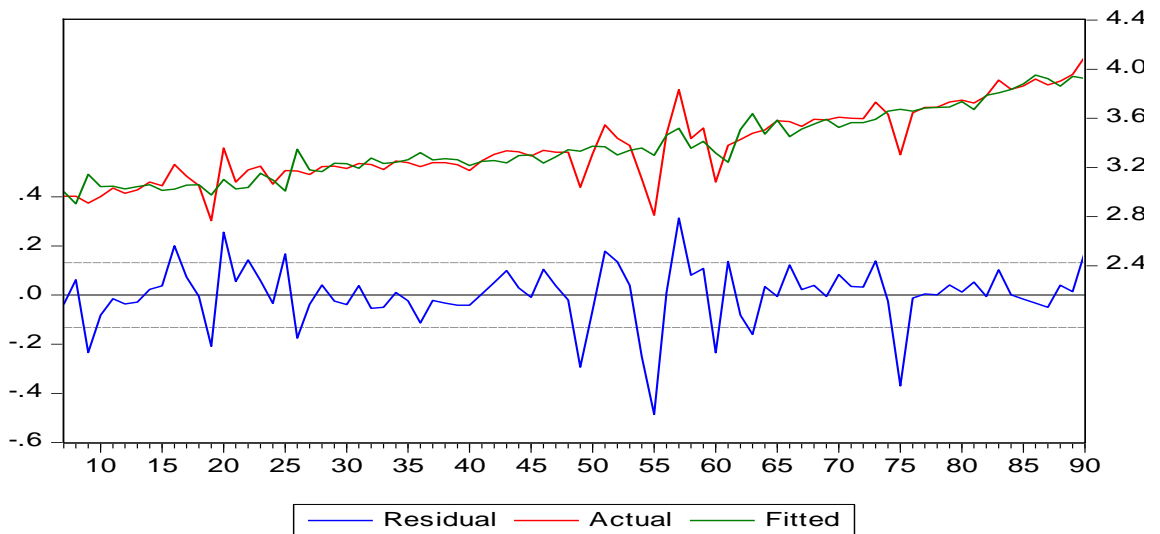
Date: 04/16/14 Time: 06:58

Sample (adjusted): 7 90

Included observations: 84 after adjustments

Balanced sample (listwise missing value deletion)

	LN_Y_	LN_HJG	LN_HJT	LN_HBJ	LN_HP	LN_HPT	LN_LLI	LN_CH	DGP	DBLP
Correlation	G(-6)	_G(-6)	6_G(-6)	_G(-6)	U_G(-	_G(-6)	G	G	(-6)	B(-6)
LN_Y_G(-6)	1									
LN_HJG_G(-6)	0.8393	1								
LN_HJT6_G(-6)	-0.182	-0.029	1							
LN_HBJ_G(-6)	0.7867	0.8548	-0.274	1						
LN_HPU_G(-6)	0.4055	0.52	-0.095	0.5073	1					
LN_HPT_G(-6)	0.6352	0.7525	-0.159	0.7223	0.8292	1				
LN_LLI_G	0.6331	0.6928	-0.213	0.6284	0.4525	0.5421	1			
LN_CH_G	0.0554	0.0606	-0.211	0.3056	-0.018	0.016	-0.156	1		
DGP(-6)	0.0534	0.1808	0.0945	0.0756	0.562	0.3937	0.2065	0.1142	1	
DBLPB(-6)	0.4036	0.4389	-0.06	0.3639	-0.153	0.2475	0.1717	0.1326	-0.1	1



Lampiran 5.3.1. Hasil Estimasi Model Lag-1 Respons Produktivitas Jagung di Jawa Timur dengan Metode OLS Melalui *software Eviews 7*

Dependent Variable: LN_Y_M
 Method: Least Squares
 Date: 04/16/14 Time: 07:02
 Sample (adjusted): 2 90
 Included observations: 89 after adjustments
 HAC standard errors & covariance (Bartlett kernel, Newey-West)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.825488	0.624773	2.921841	0.0045
LN_Y_M(-1)	0.137664	0.156414	0.880126	0.3815
LN_HJG_M(-1)	0.071662	0.017362	4.127579	0.0001
LN_HJT1_M(-1)	-0.020153	0.056515	-0.356591	0.7224
LN_HBJ_M(-1)	0.182941	0.075148	2.434415	0.0172
LN_HPU_M(-1)	-0.183053	0.080636	-2.270119	0.0260
LN_HPT_M(-1)	0.123565	0.070706	1.747595	0.0845
LN_LLI_M	0.091476	0.035293	2.591907	0.0114
LN_CH_M	0.011015	0.009834	1.120132	0.2661
DGP(-1)	0.019811	0.026320	0.752708	0.4539
DBLPB(-1)	0.041936	0.027400	1.530526	0.1299
R-squared	0.898942	Mean dependent var		3.336299
Adjusted R-squared	0.885986	S.D. dependent var		0.302316
S.E. of regression	0.102080	Akaike info criterion		-1.610862
Sum squared resid	0.812781	Schwarz criterion		-1.303278
Log likelihood	82.68335	Hannan-Quinn criter.		-1.486883
F-statistic	69.38352	Durbin-Watson stat		2.260467
Prob(F-statistic)	0.000000			

Keterangan :

Ada autokorelasi, maka diperbaiki dengan Metode *Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent (HAC) Covariance Matrix* (Bartlett kernel, Newey-West).

1. Hasil Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	10.09759	Prob. F(2,76)	0.0001
Obs*R-squared	18.68463	Prob. Chi-Square(2)	0.0001

Keterangan :

Prob. Chi-Square(2) < 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 ditolak berarti fungsi Autoregresif orde 1-2 (AR 1-2) dari variabel residual mempunyai (koefisien $\neq 0$), ada autokorelasi.

2. Hasil Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.567966	Prob. F(10,78)	0.1321
Obs*R-squared	14.89640	Prob. Chi-Square(10)	0.1359

Keterangan :

Prob. Chi-Square(10) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi varian dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada heteroskedastisitas.

3. Hasil Uji Multikolinearitas

Covariance Analysis: Ordinary

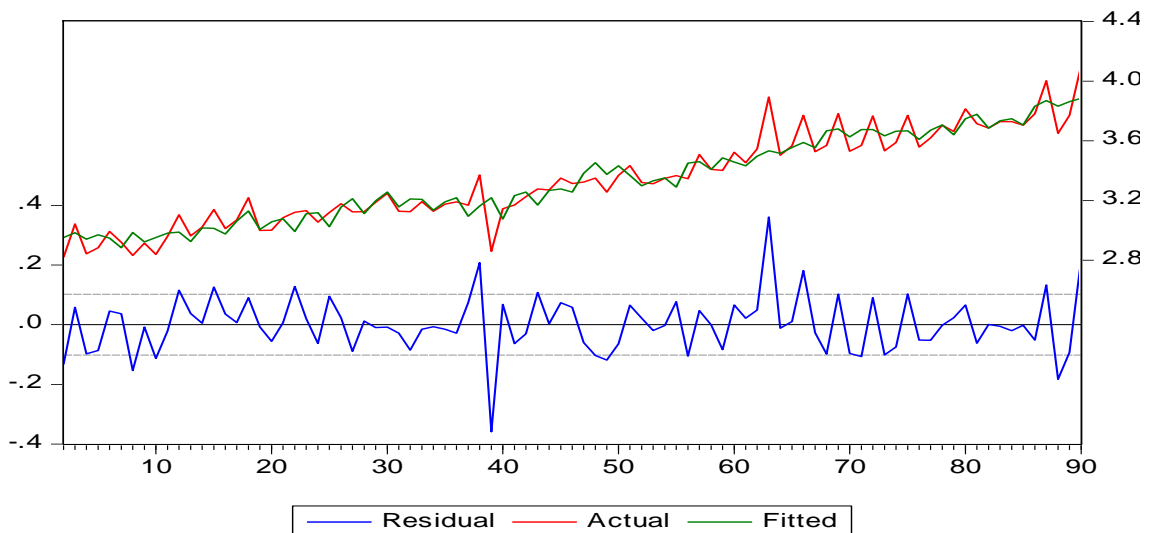
Date: 04/17/14 Time: 05:41

Sample (adjusted): 2 90

Included observations: 89 after adjustments

Balanced sample (listwise missing value deletion)

	LN_Y_M(-1)	LN_HJG_M(-1)	LN_HJT1_M(-1)	LN_HBJ_M(-1)	LN_HPU_M(-1)	LN_HPT_M(-1)	LN_LLI_M	LN_CH_M	DGP(-1)	DBLPB(-1)
Correlation	1									
LN_Y_M(-1)	1									
LN_HJG_M(-1)	0.903	1								
LN_HJT1_M(-1)	-0.057	0.018	1							
LN_HBJ_M(-1)	0.9096	0.8742	-0.092	1						
LN_HPU_M(-1)	0.3388	0.2878	-0.035	0.4924	1					
LN_HPT_M(-1)	0.6611	0.6689	-0.044	0.7808	0.8045	1				
LN_LLI_M	0.2868	0.3588	0.0375	0.4631	0.3328	0.411	1			
LN_CH_M	0.3149	0.1624	0.0292	0.2132	-0.146	-0.108	-0.336	1		
DGP(-1)	0.0821	0.1803	0.1235	0.0186	0.2782	0.2687	-0.048	0.1245	1	
DBLPB(-1)	0.5135	0.5255	0.0071	0.4939	-0.172	0.1924	0.2337	0.0992	-0.1	1



Lampiran 5.3.2. Hasil Estimasi Model Lag-2 Respons Produktivitas Jagung di Jawa Timur dengan Metode OLS Melalui *software* Eviews 7

Dependent Variable: LN_Y_M
 Method: Least Squares
 Date: 04/16/14 Time: 23:39
 Sample (adjusted): 3 90
 Included observations: 88 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.440357	0.298642	8.171524	0.0000
LN_Y_M(-2)	-0.082078	0.097629	-0.840705	0.4031
LN_HJG_M(-2)	0.075797	0.026081	2.906180	0.0048
LN_HJT2_M(-2)	0.017298	0.045614	0.379235	0.7056
LN_HBJ_M(-2)	0.278837	0.067239	4.146962	0.0001
LN_HPU_M(-2)	-0.198328	0.127517	-1.555307	0.1240
LN_HPT_M(-2)	0.099613	0.104932	0.949307	0.3454
LN_LLI_M	0.090829	0.023700	3.832465	0.0003
LN_CH_M	0.006984	0.010322	0.676600	0.5007
DGP(-2)	0.051871	0.045046	1.151498	0.2531
DBLPB(-2)	0.061054	0.042327	1.442427	0.1532
R-squared	0.902367	Mean dependent var	3.342174	
Adjusted R-squared	0.889688	S.D. dependent var	0.298895	
S.E. of regression	0.099273	Akaike info criterion	-1.665420	
Sum squared resid	0.758843	Schwarz criterion	-1.355753	
Log likelihood	84.27849	Hannan-Quinn criter.	-1.540663	
F-statistic	71.16687	Durbin-Watson stat	1.945665	
Prob(F-statistic)	0.000000			

1. Hasil Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.025821	Prob. F(2,75)	0.9745
Obs*R-squared	0.060552	Prob. Chi-Square(2)	0.9702

Keterangan :

Prob. Chi-Square(2) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi Autoregresif orde 1-2 (AR 1-2) dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada autokorelasi.

2. Hasil Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.797930	Prob. F(10,77)	0.6309
Obs*R-squared	8.262936	Prob. Chi-Square(10)	0.6032

Keterangan :

Prob. Chi-Square(10) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi varian dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada heteroskedastisitas.

3. Hasil Uji Multikolinearitas

Covariance Analysis: Ordinary

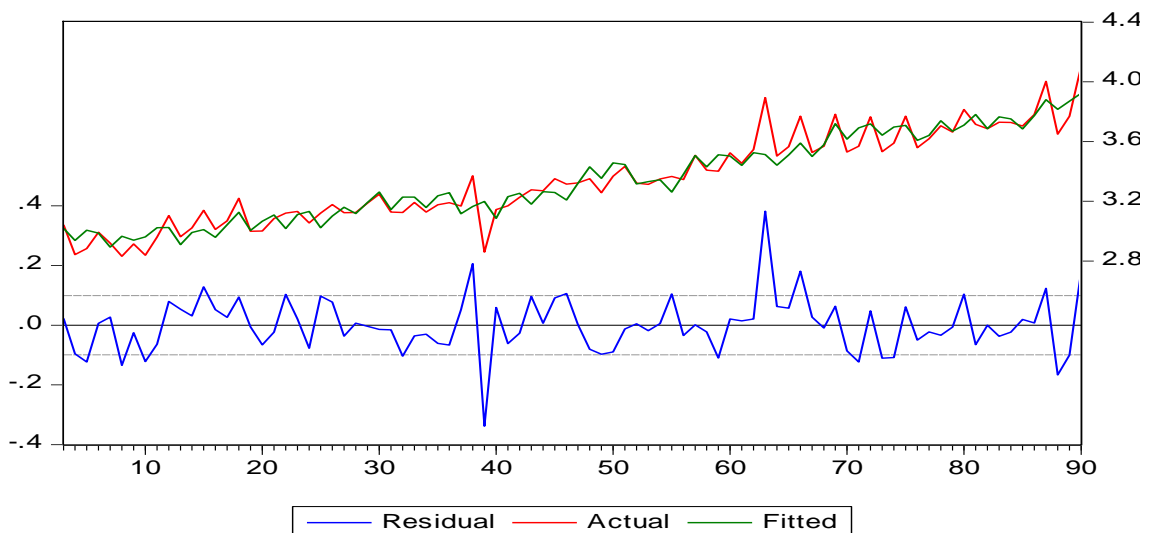
Date: 04/17/14 Time: 05:46

Sample (adjusted): 3 90

Included observations: 88 after adjustments

Balanced sample (listwise missing value deletion)

	LN_Y_M(-2)	LN_HJG_M(-2)	LN_HJT2_M(-2)	LN_HBJ_M(-2)	LN_HPU_M(-2)	LN_HPT_M(-2)	LN_LLI_M	LN_CH_M	DGP(-2)	DBLPB(-2)
LN_Y_M(-2)	1									
LN_HJG_M(-2)	0.9003	1								
LN_HJT2_M(-2)	-0.052	0.046	1							
LN_HBJ_M(-2)	0.907	0.8704	-0.135	1						
LN_HPU_M(-2)	0.3623	0.3111	-0.123	0.522	1					
LN_HPT_M(-2)	0.6574	0.6654	-0.093	0.7799	0.8224	1				
LN_LLI_M	0.4291	0.3627	-0.088	0.4446	0.3266	0.3933	1			
LN_CH_M	0.1691	0.1301	0.0413	0.1999	-0.135	-0.057	-0.336	1		
DGP(-2)	0.0891	0.189	0.1518	0.0254	0.2761	0.2734	-0.022	0.1366	1	
DBLPB(-2)	0.4941	0.5058	0.0225	0.4699	-0.15	0.1736	0.2093	0.1163	-0.1	1



Lampiran 5.3.3. Hasil Estimasi Model Lag-3 Respons Produktivitas Jagung di Jawa Timur dengan Metode OLS Melalui *software* Eviews 7

Dependent Variable: LN_Y_M
 Method: Least Squares
 Date: 04/16/14 Time: 23:41
 Sample (adjusted): 4 90
 Included observations: 87 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.074856	0.248859	4.319132	0.0000
LN_Y_M(-3)	0.497992	0.097841	5.089830	0.0000
LN_HJG_M(-3)	0.009135	0.023990	0.380794	0.7044
LN_HJT3_M(-3)	-0.016926	0.034048	-0.497129	0.6205
LN_HBJ_M(-3)	0.185504	0.057227	3.241538	0.0018
LN_HPU_M(-3)	-0.279115	0.117607	-2.373295	0.0202
LN_HPT_M(-3)	0.112195	0.097685	1.148543	0.2543
LN_LLI_M	0.043391	0.024673	1.758650	0.0827
LN_CH_M	-0.003447	0.009384	-0.367307	0.7144
DGP(-3)	0.124855	0.039439	3.165757	0.0022
DBLPB(-3)	0.008492	0.039215	0.216547	0.8291
R-squared	0.921976	Mean dependent var		3.345619
Adjusted R-squared	0.911710	S.D. dependent var		0.298865
S.E. of regression	0.088804	Akaike info criterion		-1.887075
Sum squared resid	0.599346	Schwarz criterion		-1.575293
Log likelihood	93.08774	Hannan-Quinn criter.		-1.761530
F-statistic	89.80581	Durbin-Watson stat		1.935582
Prob(F-statistic)	0.000000			

1. Hasil Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.117083	Prob. F(2,74)	0.8897
Obs*R-squared	0.274435	Prob. Chi-Square(2)	0.8718

Keterangan :

Prob. Chi-Square(2) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi Autoregresif orde 1-2 (AR 1-2) dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada autokorelasi.

2. Hasil Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.364773	Prob. F(10,76)	0.2130
Obs*R-squared	13.24465	Prob. Chi-Square(10)	0.2103

Keterangan :

Prob. Chi-Square(10) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi varian dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada heteroskedastisitas.

3. Hasil Uji Multikolinearitas

Covariance Analysis: Ordinary

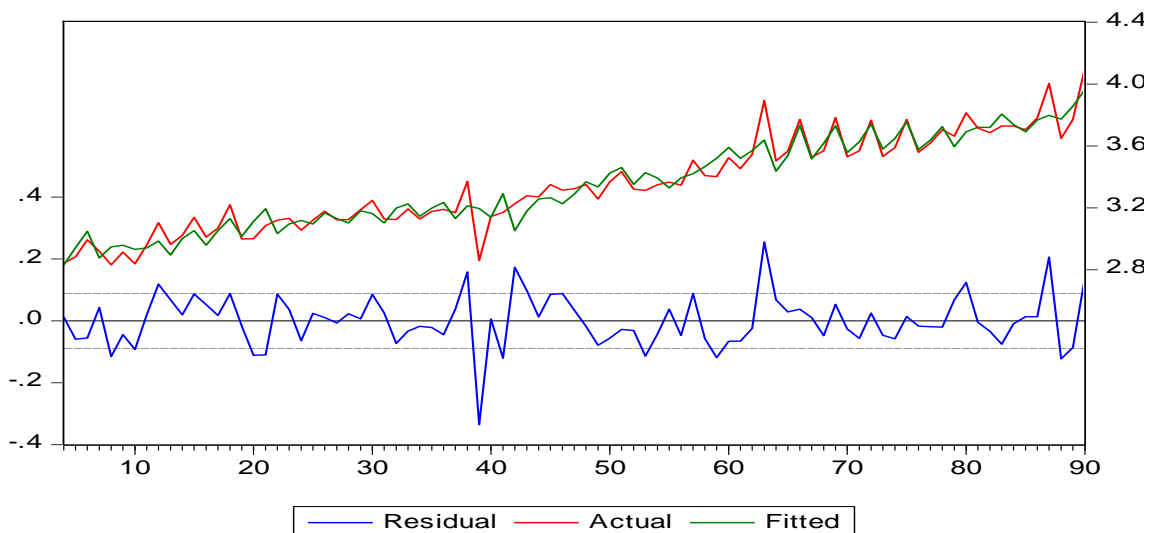
Date: 04/17/14 Time: 05:49

Sample (adjusted): 4 90

Included observations: 87 after adjustments

Balanced sample (listwise missing value deletion)

	LN_Y_	LN_HJG	LN_HJT	LN_HBJ	LN_HP	LN_HPT	LN_LLI	LN_CH	DGP	DBLP
Correlation	M(-3)	_M(-3)	3_M(-	_M(-3)	U_M(-	_M(-3)	M	M	(-3)	B(-3)
LN_Y_M(-3)	1									
LN_HJG_M(-3)	0.8992	1								
LN_HJT3_M(-3)	-0.082	0.0515	1							
LN_HBJ_M(-3)	0.9066	0.8665	-0.174	1						
LN_HPU_M(-3)	0.3731	0.3264	-0.185	0.5431	1					
LN_HPT_M(-3)	0.6514	0.6572	-0.13	0.7744	0.8418	1				
LN_LLI_M	0.5078	0.4033	-0.054	0.3771	0.0659	0.1799	1			
LN_CH_M	0.1677	0.1119	0.004	0.2039	-0.059	-0.003	-0.336	1		
DGP(-3)	0.0943	0.1979	0.1724	0.0326	0.2746	0.2819	0.0163	0.1051	1	
DBLPB(-3)	0.4832	0.4845	0.0164	0.4426	-0.138	0.1375	0.1708	0.0904	-0.1	1



Lampiran 5.3.4. Hasil Estimasi Model Lag-4 Respons Produktivitas Jagung di Jawa Timur dengan Metode OLS Melalui *software* Eviews 7

Dependent Variable: LN_Y_M
 Method: Least Squares
 Date: 04/16/14 Time: 23:44
 Sample (adjusted): 5 90
 Included observations: 86 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.672490	0.395457	4.229261	0.0001
LN_Y_M(-4)	0.174021	0.114199	1.523845	0.1318
LN_HJG_M(-4)	0.065132	0.028723	2.267592	0.0262
LN_HJT4_M(-4)	-0.029626	0.036381	-0.814338	0.4180
LN_HBJ_M(-4)	0.177115	0.066633	2.658061	0.0096
LN_HPU_M(-4)	-0.238644	0.140382	-1.699970	0.0933
LN_HPT_M(-4)	0.138766	0.115809	1.198229	0.2346
LN_LLI_M	0.099512	0.024899	3.996548	0.0001
LN_CH_M	0.010842	0.011164	0.971086	0.3346
DGP(-4)	0.096139	0.046822	2.053267	0.0435
DBLPB(-4)	0.054444	0.046724	1.165221	0.2476
R-squared	0.892273	Mean dependent var		3.351467
Adjusted R-squared	0.877909	S.D. dependent var		0.295569
S.E. of regression	0.103276	Akaike info criterion		-1.583867
Sum squared resid	0.799946	Schwarz criterion		-1.269939
Log likelihood	79.10627	Hannan-Quinn criter.		-1.457525
F-statistic	62.12046	Durbin-Watson stat		2.145243
Prob(F-statistic)	0.000000			

1. Hasil Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.901734	Prob. F(2,73)	0.4103
Obs*R-squared	2.073409	Prob. Chi-Square(2)	0.3546

Keterangan :

Prob. Chi-Square(2) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi Autoregresif orde 1-2 (AR 1-2) dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada autokorelasi.

2. Hasil Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.990016	Prob. F(10,75)	0.4597
Obs*R-squared	10.02841	Prob. Chi-Square(10)	0.4380

Keterangan :

Prob. Chi-Square(10) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi varian dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada heteroskedastisitas.

3. Hasil Uji Multikolinearitas

Covariance Analysis: Ordinary

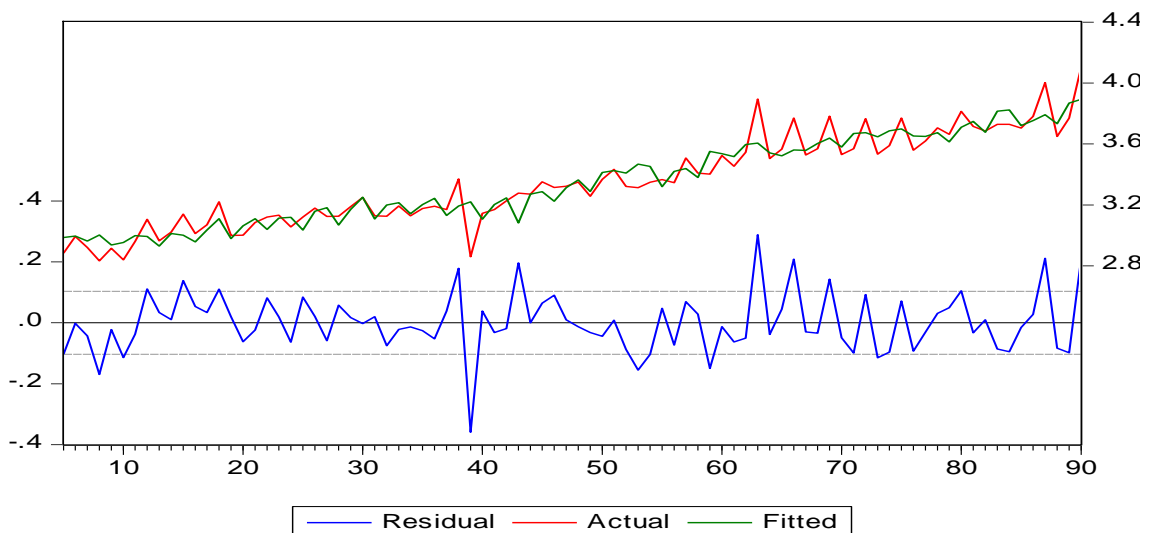
Date: 04/17/14 Time: 05:53

Sample (adjusted): 5 90

Included observations: 86 after adjustments

Balanced sample (listwise missing value deletion)

	LN_Y_M(-4)	LN_HJG_M(-4)	LN_HJT4_M(-4)	LN_HBJ_M(-4)	LN_HPU_M(-4)	LN_HPT_M(-4)	LN_LLI_M	LN_CH_M	DGP(-4)	DBLPB(-4)
LN_Y_M(-4)	1									
LN_HJG_M(-4)	0.8983	1								
LN_HJT4_M(-4)	-0.102	0.0648	1							
LN_HBJ_M(-4)	0.9041	0.8623	-0.174	1						
LN_HPU_M(-4)	0.3824	0.329	-0.207	0.5506	1					
LN_HPT_M(-4)	0.6396	0.6477	-0.158	0.7676	0.851	1				
LN_LLI_M	0.2868	0.3604	-0.02	0.4419	0.3254	0.3914	1			
LN_CH_M	0.2829	0.1459	-0.008	0.156	-0.244	-0.151	-0.323	1		
DGP(-4)	0.1072	0.2072	0.2054	0.0402	0.2753	0.2918	0.0466	0.1135	1	
DBLPB(-4)	0.439	0.4612	0.0024	0.411	-0.15	0.0923	0.191	0.08	-0.1	1



Lampiran 5.3.5. Hasil Estimasi Model Lag-5 Respons Produktivitas Jagung di Jawa Timur dengan Metode OLS Melalui *software* Eviews 7

Dependent Variable: LN_Y_M
 Method: Least Squares
 Date: 04/16/14 Time: 23:46
 Sample (adjusted): 6 90
 Included observations: 85 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.042297	0.326189	6.261076	0.0000
LN_Y_M(-5)	0.063643	0.109802	0.579613	0.5639
LN_HJG_M(-5)	0.074333	0.028112	2.644190	0.0100
LN_HJT5_M(-5)	-0.013807	0.034790	-0.396862	0.6926
LN_HBJ_M(-5)	0.185238	0.065672	2.820672	0.0061
LN_HPU_M(-5)	-0.192790	0.142223	-1.355548	0.1794
LN_HPT_M(-5)	0.180013	0.120324	1.496073	0.1389
LN_LLI_M	0.098938	0.024678	4.009128	0.0001
LN_CH_M	0.018214	0.010298	1.768676	0.0811
DGP(-5)	0.083261	0.047762	1.743253	0.0854
DBLPB(-5)	0.071637	0.047844	1.497322	0.1386
R-squared	0.888284	Mean dependent var		3.356971
Adjusted R-squared	0.873188	S.D. dependent var		0.292855
S.E. of regression	0.104288	Akaike info criterion		-1.563087
Sum squared resid	0.804820	Schwarz criterion		-1.246979
Log likelihood	77.43120	Hannan-Quinn criter.		-1.435940
F-statistic	58.83966	Durbin-Watson stat		1.991485
Prob(F-statistic)	0.000000			

1. Hasil Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.311787	Prob. F(2,72)	0.7331
Obs*R-squared	0.729843	Prob. Chi-Square(2)	0.6943

Keterangan :

Prob. Chi-Square(2) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi Autoregresif orde 1-2 (AR 1-2) dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada autokorelasi.

2. Hasil Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.040271	Prob. F(10,74)	0.4191
Obs*R-squared	10.47633	Prob. Chi-Square(10)	0.3997

Keterangan :

Prob. Chi-Square(10) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi varian dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada heteroskedastisitas.

3. Hasil Uji Multikolinearitas

Covariance Analysis: Ordinary

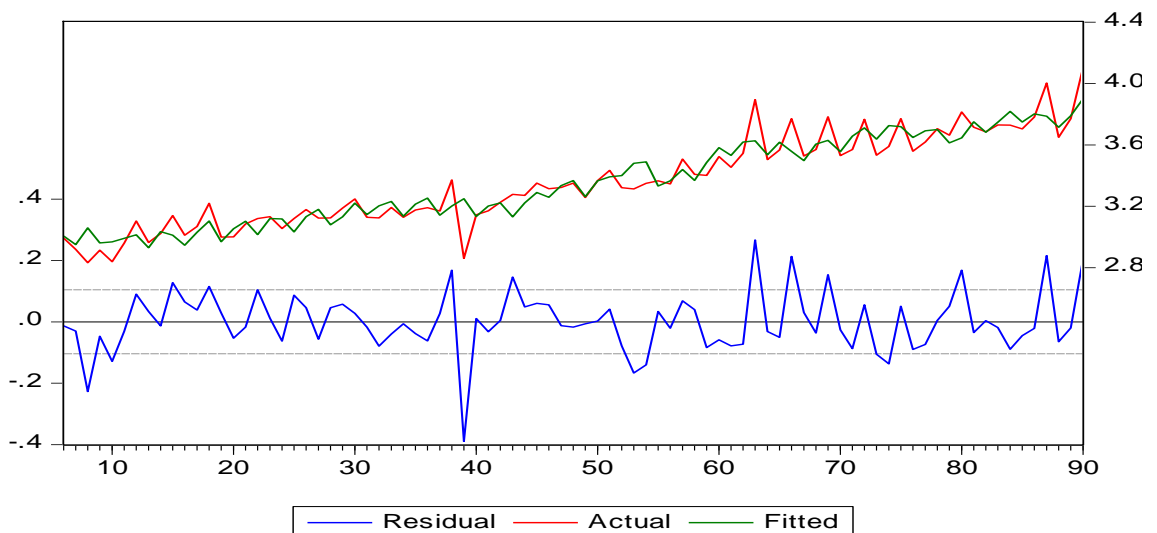
Date: 04/17/14 Time: 05:57

Sample (adjusted): 6 90

Included observations: 85 after adjustments

Balanced sample (listwise missing value deletion)

	LN_Y_	LN_HJG	LN_HJT	LN_HBJ	LN_HP	LN_HPT	LN_LLI	LN_CH	DGP	DBLP
Correlation	M(-5)	_M(-5)	5_M(-	_M(-5)	U_M(-	_M(-5)	M	M	(-5)	B(-5)
LN_Y_M(-5)	1									
LN_HJG_M(-5)	0.8952	1								
LN_HJT5_M(-5)	-0.105	0.0736	1							
LN_HBJ_M(-5)	0.9007	0.858	-0.164	1						
LN_HPU_M(-5)	0.3864	0.3315	-0.198	0.5583	1					
LN_HPT_M(-5)	0.6282	0.6373	-0.153	0.7601	0.8612	1				
LN_LLI_M	0.4312	0.3531	-0.09	0.4321	0.3216	0.3853	1			
LN_CH_M	0.1423	0.1484	0.0131	0.1567	-0.204	-0.11	-0.324	1		
DGP(-5)	0.1159	0.2167	0.2395	0.0482	0.276	0.3027	0.0742	0.144	1	
DBLPB(-5)	0.4081	0.4358	0.0352	0.3753	-0.165	0.0378	0.1497	0.1839	-0.1	1



Lampiran 5.3.6. Hasil Estimasi Model Lag-6 Respons Produktivitas Jagung di Jawa Timur dengan Metode OLS Melalui *software Eviews 7*

Dependent Variable: LN_Y_M
 Method: Least Squares
 Date: 04/16/14 Time: 23:49
 Sample (adjusted): 7 90
 Included observations: 84 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	1.395841	0.301178	4.634601	0.0000
LN_Y_M(-6)	0.358789	0.117047	3.065352	0.0030
LN_HJG_M(-6)	0.053560	0.028512	1.878486	0.0643
LN_HJT6_M(-6)	-0.030767	0.032699	-0.940932	0.3498
LN_HBJ_M(-6)	0.124775	0.061210	2.038490	0.0451
LN_HPU_M(-6)	-0.288284	0.148901	-1.936078	0.0567
LN_HPT_M(-6)	0.181337	0.122666	1.478294	0.1436
LN_LLI_M	0.066526	0.028421	2.340702	0.0220
LN_CH_M	0.010090	0.010473	0.963408	0.3385
DGP(-6)	0.121553	0.048350	2.514038	0.0141
DBLPB(-6)	0.049010	0.049886	0.982446	0.3291
R-squared	0.892032	Mean dependent var		3.361303
Adjusted R-squared	0.877241	S.D. dependent var		0.291862
S.E. of regression	0.102260	Akaike info criterion		-1.601058
Sum squared resid	0.763362	Schwarz criterion		-1.282737
Log likelihood	78.24444	Hannan-Quinn criter.		-1.473096
F-statistic	60.31240	Durbin-Watson stat		1.962417
Prob(F-statistic)	0.000000			

1. Hasil Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.230121	Prob. F(2,71)	0.7950
Obs*R-squared	0.541004	Prob. Chi-Square(2)	0.7630

Keterangan :

Prob. Chi-Square(2) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi Autoregresif orde 1-2 (AR 1-2) dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada autokorelasi.

2. Hasil Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.263511	Prob. F(10,73)	0.2671
Obs*R-squared	12.39385	Prob. Chi-Square(10)	0.2596

Keterangan :

Prob. Chi-Square(10) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi varian dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada heteroskedastisitas.

3. Hasil Uji Multikolinearitas

Covariance Analysis: Ordinary

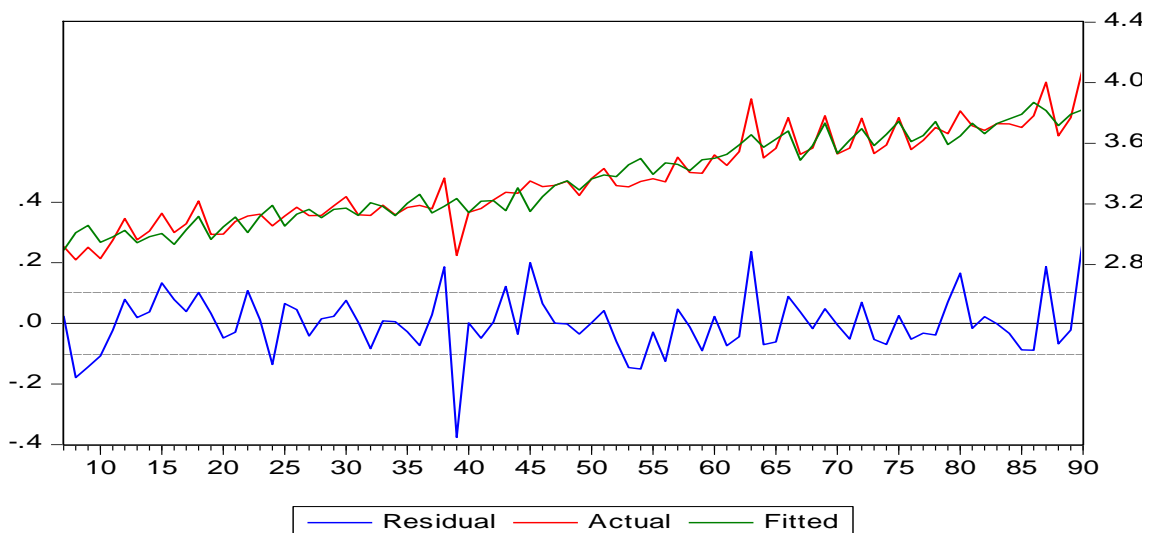
Date: 04/17/14 Time: 06:00

Sample (adjusted): 7 90

Included observations: 84 after adjustments

Balanced sample (listwise missing value deletion)

	LN_Y_	LN_HJG	LN_HJT	LN_HBJ	LN_HP	LN_HPT	LN_LLI_	LN_CH_	DGP	DBLP
Correlation	M(-6)	_M(-6)	6_M(-	_M(-6)	U_M(-	_M(-6)	M	M	(-6)	B(-6)
LN_Y_M(-6)	1									
LN_HJG_M(-6)	0.8924	1								
LN_HJT6_M(-6)	-0.116	0.0707	1							
LN_HBJ_M(-6)	0.8981	0.8534	-0.159	1						
LN_HPU_M(-6)	0.3951	0.3408	-0.186	0.5721	1					
LN_HPT_M(-6)	0.6195	0.6281	-0.147	0.754	0.8743	1				
LN_LLI_M	0.5027	0.3839	-0.053	0.3707	0.0835	0.1824	1			
LN_CH_M	0.1515	0.1318	-0.038	0.1638	-0.128	-0.024	-0.323	1		
DGP(-6)	0.1234	0.2267	0.2665	0.0559	0.2754	0.3117	0.1127	0.1425	1	
DBLPB(-6)	0.3815	0.4064	0.0506	0.3381	-0.167	-0.017	0.1269	0.1786	-0.1	1



Lampiran 5.4.1. Hasil Estimasi Model Lag-1 Respons Produktivitas Jagung di Sulawesi Selatan dengan Metode OLS Melalui Eviews 7

Dependent Variable: LN_Y_S
 Method: Least Squares
 Date: 04/16/14 Time: 23:57
 Sample (adjusted): 2 90
 Included observations: 89 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.862203	0.335781	8.524010	0.0000
LN_Y_S(-1)	0.027964	0.110534	0.252991	0.8009
LN_HJG_S(-1)	0.121930	0.052708	2.313314	0.0233
LN_HJT1_S(-1)	-0.022704	0.140848	-0.161198	0.8724
LN_HBJ_S(-1)	0.159314	0.082350	1.934611	0.0567
LN_HPU_S(-1)	-0.179624	0.172354	-1.042181	0.3005
LN_HPT_S(-1)	0.210571	0.139216	1.512552	0.1344
LN_LLI_S	-0.029032	0.019514	-1.487770	0.1408
LN_CH_S	-0.006711	0.018562	-0.361530	0.7187
DGP(-1)	-0.015278	0.092018	-0.166035	0.8686
DBLPB(-1)	0.136106	0.083580	1.628445	0.1075
R-squared	0.814341	Mean dependent var		3.156206
Adjusted R-squared	0.790538	S.D. dependent var		0.438392
S.E. of regression	0.200639	Akaike info criterion		-0.259356
Sum squared resid	3.139968	Schwarz criterion		0.048229
Log likelihood	22.54132	Hannan-Quinn criter.		-0.135377
F-statistic	34.21243	Durbin-Watson stat		1.945780
Prob(F-statistic)	0.000000			

1. Hasil Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.178190	Prob. F(2,76)	0.8371
Obs*R-squared	0.415393	Prob. Chi-Square(2)	0.8125

Keterangan :

Prob. Chi-Square(2) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi Autoregresif orde 1-2 (AR 1-2) dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada autokorelasi.

2. Hasil Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.636652	Prob. F(10,78)	0.7781
Obs*R-squared	6.716178	Prob. Chi-Square(10)	0.7519

Keterangan :

Prob. Chi-Square(10) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi varian dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada heteroskedastisitas.

3. Hasil Uji Multikolinearitas

Covariance Analysis: Ordinary

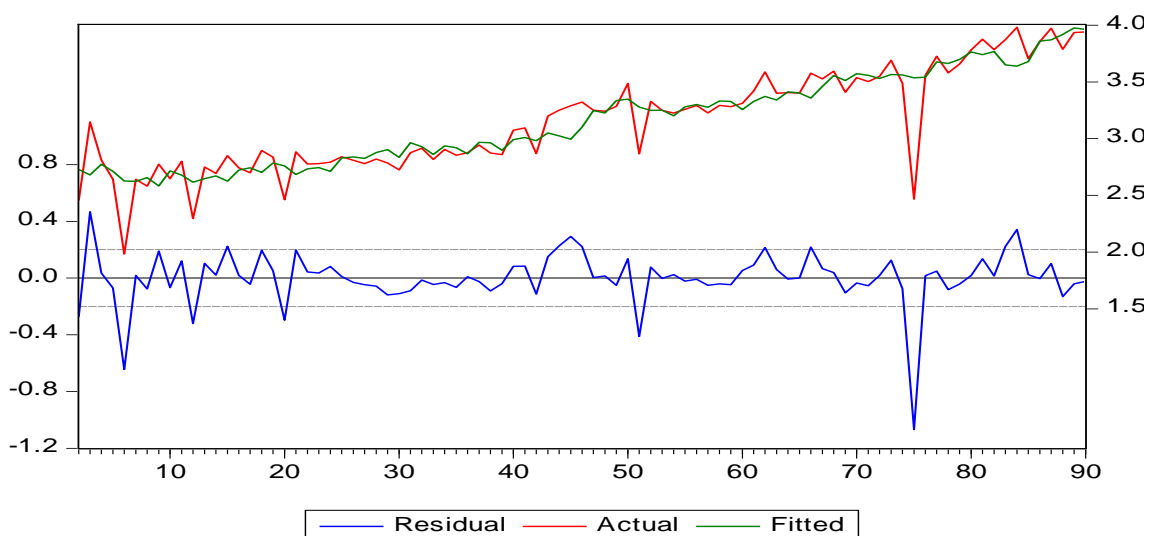
Date: 04/17/14 Time: 06:03

Sample (adjusted): 2 90

Included observations: 89 after adjustments

Balanced sample (listwise missing value deletion)

	LN_Y_S (-1)	LN_HJG _S(-1)	LN_HJT 1_S(-1)	LN_HBJ _S(-1)	LN_HP U_S(-1)	LN_HPT _S(-1)	LN_LLI _S	LN_CH_ _S	DGP (-1)	DBLP B(-1)
LN_Y_S(-1)	1									
LN_HJG_S(-1)	0.8647	1								
LN_HJT1_S(-1)	-0.034	0.0143	1							
LN_HBJ_S(-1)	0.8749	0.8874	-0.106	1						
LN_HPU_S(-1)	0.2463	0.1812	-0.002	0.4229	1					
LN_HPT_S(-1)	0.7762	0.7889	-0.056	0.8475	0.5693	1				
LN_LLI_S	0.2516	0.2371	0.1099	0.2953	0.2997	0.3101	1			
LN_CH_S	0.1306	0.1368	-0.133	0.321	0.2178	0.1395	0.0171	1		
DGP(-1)	0.1029	0.177	0.0584	0.0838	0.3406	0.3597	0.1016	0.1369	1	
DBLPB(-1)	0.5448	0.5354	0.0013	0.5028	-0.193	0.3138	0.0667	0.1604	-0.1	1



Lampiran 5.4.2. Hasil Estimasi Model Lag-2 Respons Produktivitas Jagung di Sulawesi Selatan dengan Metode OLS Melalui Eviews 7

Dependent Variable: LN_Y_S
 Method: Least Squares
 Date: 04/17/14 Time: 00:00
 Sample (adjusted): 3 90
 Included observations: 88 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.958929	0.337403	8.769723	0.0000
LN_Y_S(-2)	-0.012658	0.111186	-0.113847	0.9097
LN_HJG_S(-2)	0.126265	0.062581	2.017638	0.0471
LN_HJT2_S(-2)	-0.108281	0.108789	-0.995328	0.3227
LN_HBJ_S(-2)	0.144326	0.086729	1.664103	0.1002
LN_HPU_S(-2)	-0.172014	0.192765	-0.892351	0.3750
LN_HPT_S(-2)	0.256041	0.148869	1.719907	0.0895
LN_LLI_S	-0.025639	0.019704	-1.301170	0.1971
LN_CH_S	-0.014398	0.019523	-0.737451	0.4631
DGP(-2)	0.007408	0.093919	0.078877	0.9373
DBLPB(-2)	0.183391	0.087396	2.098384	0.0392
R-squared	0.800197	Mean dependent var		3.164179
Adjusted R-squared	0.774249	S.D. dependent var		0.434367
S.E. of regression	0.206382	Akaike info criterion		-0.201708
Sum squared resid	3.279698	Schwarz criterion		0.107959
Log likelihood	19.87517	Hannan-Quinn criter.		-0.076951
F-statistic	30.83798	Durbin-Watson stat		1.701156
Prob(F-statistic)	0.000000			

1. Hasil Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.674828	Prob. F(2,75)	0.5123
Obs*R-squared	1.555603	Prob. Chi-Square(2)	0.4594

Keterangan :

Prob. Chi-Square(2) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi Autoregresif orde 1-2 (AR 1-2) dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada autokorelasi.

2. Hasil Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.858352	Prob. F(10,77)	0.5751
Obs*R-squared	8.825883	Prob. Chi-Square(10)	0.5487

Keterangan :

Prob. Chi-Square(10) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi varian dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada heteroskedastisitas.

3. Hasil Uji Multikolinearitas

Covariance Analysis: Ordinary

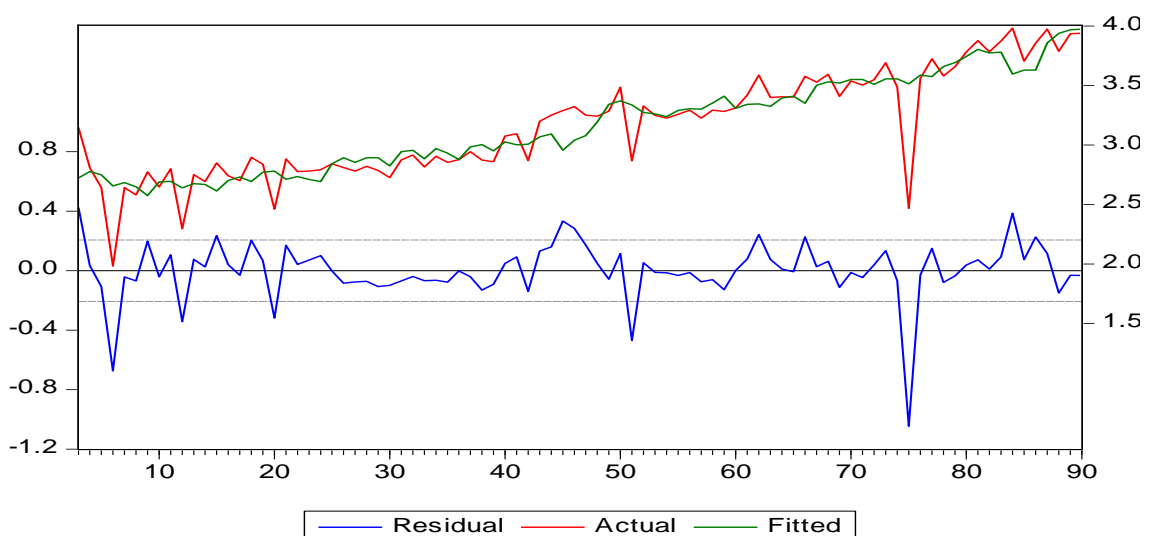
Date: 04/17/14 Time: 06:09

Sample (adjusted): 3 90

Included observations: 88 after adjustments

Balanced sample (listwise missing value deletion)

	LN_Y_S (-2)	LN_HJG _S(-2)	LN_HJT 2_S(-2)	LN_HBJ _S(-2)	LN_HP U_S(-2)	LN_HPT _S(-2)	LN_LLI S	LN_CH S	DGP (-2)	DBLP B(-2)
LN_Y_S(-2)	1									
LN_HJG_S(-2)	0.8604	1								
LN_HJT2_S(-2)	-0.068	0.0222	1							
LN_HBJ_S(-2)	0.8714	0.8843	-0.15	1						
LN_HPU_S(-2)	0.2765	0.2052	0.0066	0.4506	1					
LN_HPT_S(-2)	0.7666	0.7818	-0.092	0.8432	0.6118	1				
LN_LLI_S	0.2455	0.2351	0.0148	0.2694	0.2621	0.2942	1			
LN_CH_S	0.2349	0.1082	-0.096	0.345	0.3331	0.2102	0.0117	1		
DGP(-2)	0.1122	0.1858	0.0574	0.0908	0.3389	0.3759	0.125	0.1327	1	
DBLP(-2)	0.5202	0.5159	-0.005	0.483	-0.168	0.2708	0.0607	0.1522	-0.1	1



Lampiran 5.4.3. Hasil Estimasi Model Lag-3 Respons Produktivitas Jagung di Sulawesi Selatan dengan Metode OLS Melalui Eviews 7

Dependent Variable: LN_Y_S
 Method: Least Squares
 Date: 04/17/14 Time: 05:22
 Sample (adjusted): 4 90
 Included observations: 87 after adjustments
 No d.f. adjustment for standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.948175	0.372290	7.919033	0.0000
LN_Y_S(-3)	-0.012298	0.112729	-0.109090	0.9134
LN_HJG_S(-3)	0.207207	0.066515	3.115184	0.0026
LN_HJT3_S(-3)	-0.089568	0.095775	-0.935194	0.3527
LN_HBJ_S(-3)	0.045591	0.089545	0.509146	0.6121
LN_HPU_S(-3)	-0.136998	0.210566	-0.650616	0.5173
LN_HPT_S(-3)	0.274675	0.161881	1.696774	0.0938
LN_LLI_S	-0.023232	0.019929	-1.165723	0.2474
LN_CH_S	0.003598	0.018607	0.193362	0.8472
DGP(-3)	-0.031794	0.092390	-0.344128	0.7317
DBLPB(-3)	0.202778	0.088885	2.281344	0.0253
R-squared	0.806750	Mean dependent var		3.164368
Adjusted R-squared	0.781322	S.D. dependent var		0.436881
S.E. of regression	0.204299	Akaike info criterion		-0.220770
Sum squared resid	3.172080	Schwarz criterion		0.091011
Log likelihood	20.60350	Hannan-Quinn criter.		-0.095225
F-statistic	31.72732	Durbin-Watson stat		1.710287
Prob(F-statistic)	0.000000			

1. Hasil Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.810241	Prob. F(2,74)	0.4487
Obs*R-squared	1.864335	Prob. Chi-Square(2)	0.3937

Keterangan :

Prob. Chi-Square(2) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi Autoregresif orde 1-2 (AR 1-2) dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada autokorelasi.

2. Hasil Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.864725	Prob. F(10,76)	0.5693
Obs*R-squared	8.887601	Prob. Chi-Square(10)	0.5428
Scaled explained SS	44.12805	Prob. Chi-Square(10)	0.0000

Keterangan :

Prob. Chi-Square(10) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi varian dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada heteroskedastisitas.

3. Hasil Uji Multikolinearitas

Covariance Analysis: Ordinary

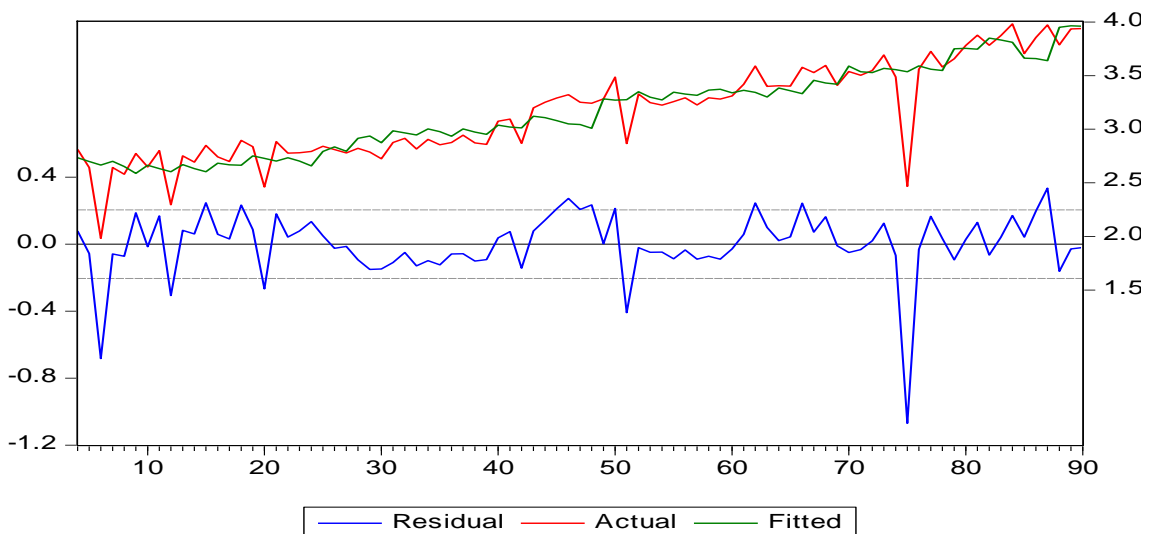
Date: 04/17/14 Time: 06:16

Sample (adjusted): 4 90

Included observations: 87 after adjustments

Balanced sample (listwise missing value deletion)

	LN_Y_S (-3)	LN_HJG _S(-3)	LN_HJT 3_S(-3)	LN_HBJ _S(-3)	LN_HP U_S(-3)	LN_HPT _S(-3)	LN_LLI S	LN_CH S	DGP (-3)	DBLP B(-3)
LN_Y_S(-3)	1									
LN_HJG_S(-3)	0.8564	1								
LN_HJT3_S(-3)	-0.101	0.0268	1							
LN_HBJ_S(-3)	0.8679	0.881	-0.176	1						
LN_HPU_S(-3)	0.2981	0.2264	0.0248	0.475	1					
LN_HPT_S(-3)	0.759	0.7742	-0.117	0.8387	0.6503	1				
LN_LLI_S	0.1266	0.2634	-0.022	0.2456	0.1156	0.2125	1			
LN_CH_S	0.1935	0.1042	-0.14	0.3375	0.3146	0.2059	0.0123	1		
DGP(-3)	0.1199	0.195	0.1027	0.0981	0.3372	0.3928	0.1492	0.1178	1	
DBLPB(-3)	0.5002	0.494	-0.018	0.4613	-0.146	0.2224	0.0318	0.121	-0.1	1



Lampiran 5.4.4. Hasil Estimasi Model Lag-4 Respons Produktivitas Jagung di Sulawesi Selatan dengan Metode OLS Melalui Eviews 7

Dependent Variable: LN_Y_S
 Method: Least Squares
 Date: 04/17/14 Time: 05:28
 Sample (adjusted): 5 90
 Included observations: 86 after adjustments
 No d.f. adjustment for standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.407381	0.326470	7.373981	0.0000
LN_Y_S(-4)	0.219081	0.109412	2.002337	0.0489
LN_HJG_S(-4)	0.210847	0.066845	3.154255	0.0023
LN_HJT4_S(-4)	-0.090501	0.086565	-1.045468	0.2992
LN_HBJ_S(-4)	-0.041347	0.088216	-0.468697	0.6406
LN_HPU_S(-4)	-0.075750	0.212078	-0.357180	0.7220
LN_HPT_S(-4)	0.274419	0.162158	1.692292	0.0947
LN_LLI_S	-0.031239	0.019537	-1.598982	0.1140
LN_CH_S	0.014093	0.017986	0.783542	0.4358
DGP(-4)	-0.050391	0.089852	-0.560828	0.5766
DBLPB(-4)	0.196946	0.090513	2.175893	0.0327
R-squared	0.814705	Mean dependent var		3.168476
Adjusted R-squared	0.789999	S.D. dependent var		0.437750
S.E. of regression	0.200603	Akaike info criterion		-0.256026
Sum squared resid	3.018108	Schwarz criterion		0.057902
Log likelihood	22.00913	Hannan-Quinn criter.		-0.129685
F-statistic	32.97600	Durbin-Watson stat		1.688012
Prob(F-statistic)	0.000000			

1. Hasil Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.939755	Prob. F(2,73)	0.3954
Obs*R-squared	2.158640	Prob. Chi-Square(2)	0.3398

Keterangan :

Prob. Chi-Square(2) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi Autoregresif orde 1-2 (AR 1-2) dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada autokorelasi.

2. Hasil Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.813806	Prob. F(10,75)	0.6162
Obs*R-squared	8.418206	Prob. Chi-Square(10)	0.5881

Keterangan :

Prob. Chi-Square(10) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi varian dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada heteroskedastisitas.

3. Hasil Uji Multikolinearitas

Covariance Analysis: Ordinary

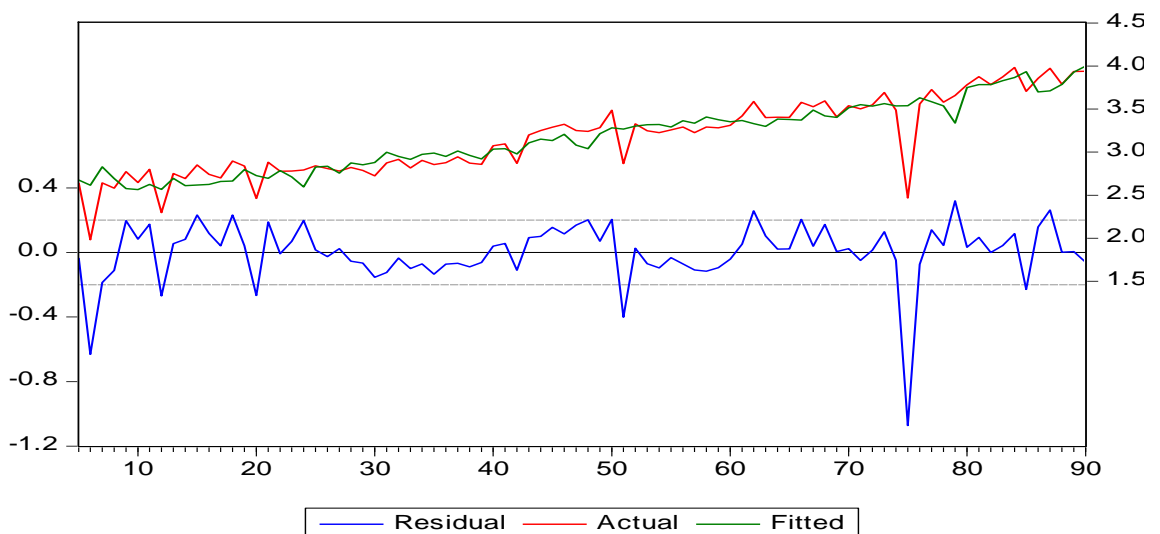
Date: 04/17/14 Time: 06:19

Sample (adjusted): 5 90

Included observations: 86 after adjustments

Balanced sample (listwise missing value deletion)

	LN_Y_S (-4)	LN_HJG _S(-4)	LN_HJT 4_S(-4)	LN_HBJ _S(-4)	LN_HP U_S(-4)	LN_HPT _S(-4)	LN_LLI _S	LN_CH _S	DGP (-4)	DBLP B(-4)
LN_Y_S(-4)	1									
LN_HJG_S(-4)	0.8521	1								
LN_HJT4_S(-4)	-0.125	0.0488	1							
LN_HBJ_S(-4)	0.8635	0.8775	-0.161	1						
LN_HPU_S(-4)	0.3081	0.2318	0.0467	0.4847	1					
LN_HPT_S(-4)	0.7497	0.7673	-0.094	0.8335	0.6635	1				
LN_LLI_S	0.2639	0.2383	0.0024	0.276	0.2781	0.3201	1			
LN_CH_S	0.1556	0.1102	-0.135	0.3305	0.2621	0.1898	0.017	1		
DGP(-4)	0.131	0.2042	0.1396	0.1062	0.337	0.4064	0.1675	0.1058	1	
DBLPB(-4)	0.466	0.4716	-0.01	0.4347	-0.15	0.1769	0.0385	0.0842	-0.1	1



Lampiran 5.4.5. Hasil Estimasi Model Lag-5 Respons Produktivitas Jagung di Sulawesi Selatan dengan Metode OLS Melalui Eviews 7

Dependent Variable: LN_Y_S
 Method: Least Squares
 Date: 04/17/14 Time: 05:33
 Sample (adjusted): 6 90
 Included observations: 85 after adjustments
 No d.f. adjustment for standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.880734	0.340902	8.450334	0.0000
LN_Y_S(-5)	0.029761	0.113593	0.261993	0.7941
LN_HJG_S(-5)	0.255237	0.071986	3.545619	0.0007
LN_HJT5_S(-5)	-0.132928	0.083900	-1.584368	0.1174
LN_HBJ_S(-5)	-0.002811	0.084957	-0.033083	0.9737
LN_HPU_S(-5)	-0.013597	0.221501	-0.061385	0.9512
LN_HPT_S(-5)	0.210555	0.175521	1.199604	0.2341
LN_LLI_S	-0.030463	0.020335	-1.498057	0.1384
LN_CH_S	0.000768	0.018753	0.040948	0.9674
DGP(-5)	-0.028404	0.090387	-0.314253	0.7542
DBLPB(-5)	0.212604	0.100197	2.121852	0.0372
R-squared	0.798609	Mean dependent var		3.174668
Adjusted R-squared	0.771394	S.D. dependent var		0.436542
S.E. of regression	0.208723	Akaike info criterion		-0.175382
Sum squared resid	3.223825	Schwarz criterion		0.140726
Log likelihood	18.45374	Hannan-Quinn criter.		-0.048235
F-statistic	29.34449	Durbin-Watson stat		1.616520
Prob(F-statistic)	0.000000			

1. Hasil Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.719340	Prob. F(2,72)	0.4905
Obs*R-squared	1.665170	Prob. Chi-Square(2)	0.4349

Keterangan :

Prob. Chi-Square(2) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi Autoregresif orde 1-2 (AR 1-2) dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada autokorelasi.

2. Hasil Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	0.656604	Prob. F(10,74)	0.7604
Obs*R-squared	6.927406	Prob. Chi-Square(10)	0.7323

Keterangan :

Prob. Chi-Square(10) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi varian dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada heteroskedastisitas.

3. Hasil Uji Multikolinearitas

Covariance Analysis: Ordinary

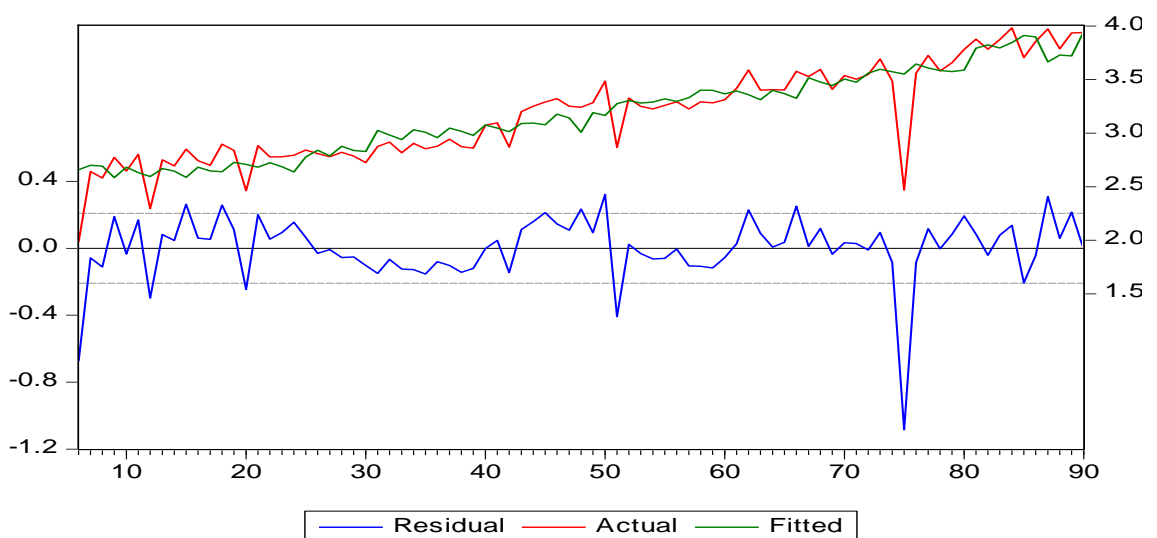
Date: 04/17/14 Time: 06:23

Sample (adjusted): 6 90

Included observations: 85 after adjustments

Balanced sample (listwise missing value deletion)

	LN_Y_S (-5)	LN_HJG _S(-5)	LN_HJT 5_S(-5)	LN_HBJ _S(-5)	LN_HP U_S(-5)	LN_HPT _S(-5)	LN_LLI S	LN_CH S	DGP (-5)	DBLP B(-5)
LN_Y_S(-5)	1									
LN_HJG_S(-5)	0.8474	1								
LN_HJT5_S(-5)	-0.084	0.0764	1							
LN_HBJ_S(-5)	0.8587	0.8737	-0.141	1						
LN_HPU_S(-5)	0.3158	0.2366	0.0575	0.4942	1					
LN_HPT_S(-5)	0.7402	0.7598	-0.065	0.8277	0.6772	1				
LN_LLI_S	0.253	0.2233	-0.04	0.2627	0.2365	0.3073	1			
LN_CH_S	0.2636	0.1041	-0.081	0.3423	0.3702	0.2851	0.0126	1		
DGP(-5)	0.141	0.2136	0.1978	0.1147	0.3369	0.4211	0.1744	0.1003	1	
DBLPB(-5)	0.4337	0.447	0.0267	0.4042	-0.157	0.1226	0.0347	0.147	-0.1	1



Lampiran 5.4.6. Hasil Estimasi Model Lag-6 Respons Produktivitas Jagung di Sulawesi Selatan dengan Metode OLS Melalui Eviews 7

Dependent Variable: LN_Y_S
 Method: Least Squares
 Date: 04/17/14 Time: 05:35
 Sample (adjusted): 7 90
 Included observations: 84 after adjustments
 No d.f. adjustment for standard errors & covariance

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	2.493894	0.328591	7.589663	0.0000
LN_Y_S(-6)	0.157480	0.102128	1.541996	0.1274
LN_HJG_S(-6)	0.221125	0.061655	3.586502	0.0006
LN_HJT6_S(-6)	-0.123389	0.069031	-1.787459	0.0780
LN_HBJ_S(-6)	-0.043716	0.076325	-0.572758	0.5686
LN_HPU_S(-6)	-0.001719	0.198773	-0.008650	0.9931
LN_HPT_S(-6)	0.278169	0.162181	1.715177	0.0906
LN_LLI_S	-0.018404	0.018406	-0.999916	0.3207
LN_CH_S	0.007099	0.016014	0.443324	0.6588
DGP(-6)	-0.028470	0.083194	-0.342211	0.7332
DBLPB(-6)	0.246330	0.097695	2.521431	0.0139
R-squared	0.823121	Mean dependent var		3.188858
Adjusted R-squared	0.798891	S.D. dependent var		0.418980
S.E. of regression	0.187893	Akaike info criterion		-0.384345
Sum squared resid	2.577164	Schwarz criterion		-0.066024
Log likelihood	27.14250	Hannan-Quinn criter.		-0.256383
F-statistic	33.97109	Durbin-Watson stat		1.699576
Prob(F-statistic)	0.000000			

1. Hasil Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.771137	Prob. F(2,71)	0.4663
Obs*R-squared	1.785870	Prob. Chi-Square(2)	0.4095

Keterangan :

Prob. Chi-Square(2) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti fungsi Autoregresif orde 1-2 (AR 1-2) dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), tidak ada autokorelasi.

2. Hasil Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.009053	Prob. F(10,73)	0.4443
Obs*R-squared	10.20098	Prob. Chi-Square(10)	0.4230

Keterangan :

Prob. Chi-Square(10) > 0,05 ($\alpha = 0,05$), H_0 diterima berarti varian sebagai fungsi linier dari variabel residual mempunyai (koefisien = 0), jadi varian residual bernilai konstan (tidak ada heteroskedastisitas).

3. Hasil Uji Multikolinearitas

Covariance Analysis: Ordinary

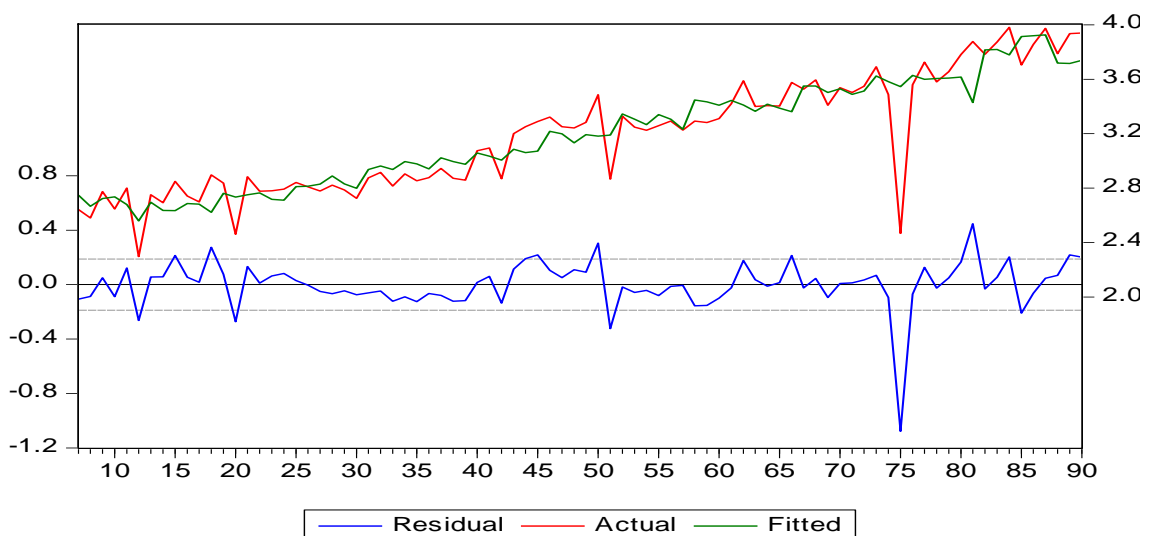
Date: 04/17/14 Time: 06:26

Sample (adjusted): 7 90

Included observations: 84 after adjustments

Balanced sample (listwise missing value deletion)

	LN_Y_S (-6)	LN_HJG _S(-6)	LN_HJT 6_S(-6)	LN_HBJ _S(-6)	LN_HP U_S(-6)	LN_HPT _S(-6)	LN_LLI_ S	LN_CH_ S	DGP (-6)	DBLP B(-6)
LN_Y_S(-6)	1									
LN_HJG_S(-6)	0.8431	1								
LN_HJT6_S(-6)	-0.069	0.0926	1							
LN_HBJ_S(-6)	0.8547	0.8697	-0.126	1						
LN_HPU_S(-6)	0.3179	0.2381	0.0663	0.4999	1					
LN_HPT_S(-6)	0.7332	0.7527	-0.041	0.8226	0.6846	1				
LN_LLI_S	0.1725	0.2372	-0.062	0.2497	0.1008	0.2446	1			
LN_CH_S	0.2123	0.1145	-0.106	0.3334	0.3243	0.2745	0.0085	1		
DGP(-6)	0.149	0.2237	0.2376	0.1234	0.3377	0.4336	0.1983	0.1005	1	
DBLPB(-6)	0.4084	0.4184	0.057	0.3707	-0.173	0.068	0.027	0.1266	-0.1	1



Lampiran 5.5.1. Estimasi Persamaan Lag-1 Respons Produktivitas Jagung dari Hasil Analisis Regresi Data Panel Metode GLS dalam Model *Common Effect* dengan Teknik *Cross-section Dummy Variable* yang diolah dengan *Software EViews 5*

Dependent Variable: LN_Y?
 Method: Pooled EGLS (Cross-section weights)
 Sample (adjusted): 2 90
 Included observations: 89 after adjustments
 Cross-sections included: 4
 Total pool (balanced) observations: 356
 Iterate weights to convergence
 Convergence achieved after 5 weight iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_Y?(-1)	0.183596	0.053831	3.410574	0.0007
LN_HJG?(-1)	0.103774	0.016160	6.421799	0.0000
LN_HJT1?(-1)	-0.040064	0.050958	-0.786220	0.4323
LN_HBJ?(-1)	0.105208	0.023756	4.428686	0.0000
LN_HPU?(-1)	-0.120633	0.066441	-1.815632	0.0703
LN_HPT?(-1)	0.116529	0.058677	1.985939	0.0478
LN_LLI?	-0.001525	0.011054	-0.137955	0.8904
LN_CH?	0.006811	0.006034	1.128864	0.2597
DGP(-1)	-0.021357	0.032058	-0.666186	0.5057
DBLPB(-1)	0.069966	0.031048	2.253445	0.0249
D_L?	2.307512	0.174367	13.23363	0.0000
D_G?	2.408890	0.180232	13.36552	0.0000
D_M?	2.408938	0.178617	13.48658	0.0000
D_S?	2.276753	0.175225	12.99332	0.0000

Weighted Statistics

R-squared	0.970959	Mean dependent var	3.550114
Adjusted R-squared	0.969855	S.D. dependent var	0.869768
S.E. of regression	0.151013	Akaike info criterion	-1.007846
Sum squared resid	7.799273	Schwarz criterion	-0.855461
Log likelihood	193.3966	F-statistic	879.5578
Durbin-Watson stat	2.042818	Prob(F-statistic)	0.000000

Keterangan :

Tidak ada autokorelasi dan heteroskedastisitas, hanya dipergunakan metode *Pooled Estimated GLS* dengan *Cross-Section Weights*.

1. Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.2849	Prob(F-statistic)	0.9964
Obs*R-squared	4.3980	Chi-squared(df=2, 5%)	5.9999

Keterangan: [$Obs \cdot R^2 < \chi^2$] = non-autocorrelation

2. Uji Heteroskedastisitas

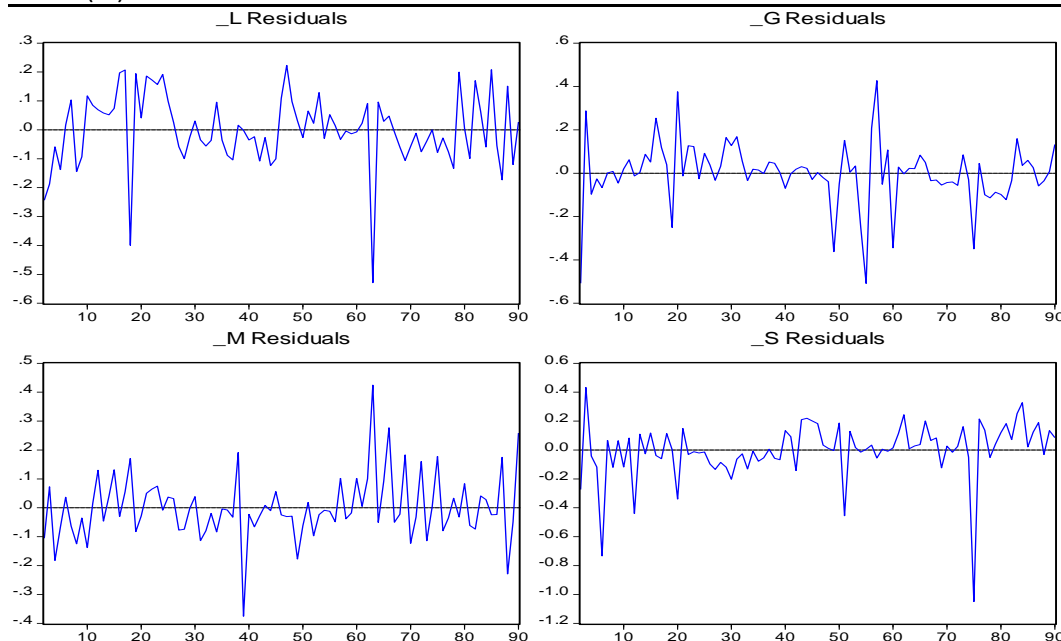
Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.3065	Prob(F-statistic)	0.2067
Obs*R-squared	16.8438	Chi-Squared(df=14, 5%)	23.6800

Keterangan: [$Obs \cdot R^2 < \chi^2$] = non-heteroskedasticity

3. Uji Multikolinearitas

	LN_Y?(-1)	LN_HJ	LN_HJT	LN_HB	LN_HP	LN_HP	LN_LLI	LN_CH	DGP	DBLPB
	1)	G?(-1)	1?(-1)	J?(-1)	U?(-1)	T?(-1)	?	?	(-1)	(-1)
LN_Y?(-1)	1									
LN_HJG?(-1)	0.857	1								
LN_HJT1?(-1)	-0.057	0.0033	1							
LN_HBJ?(-1)	0.8151	0.8274	-0.0901	1						
LN_HPU?(-1)	0.2524	0.2891	-0.0283	0.4464	1					
LN_HPT?(-1)	0.6707	0.7104	-0.0504	0.7953	0.7363	1				
LN_LLI?	0.1254	0.2026	0.0794	0.1781	0.213	0.199	1			
LN_CH?	0.1342	0.1175	-0.0908	0.1534	0.0348	0.0234	-0.044	1		
DGP(-1)	0.0768	0.1543	0.06	0.0564	0.4465	0.3722	-0.0122	0.133	1	
DBLPB(-1)	0.5271	0.5503	-0.0169	0.4537	-0.179	0.2737	0.1066	0.1286	-0.1	1



Keterangan : _L = Lampung _G = Jawa Tengah
 _M = Jawa Timur _S = Sulawesi Selatan

Lampiran 5.5.2. Estimasi Persamaan Lag-2 Respons Produktivitas Jagung dari Hasil Analisis Regresi Data Panel Metode GLS dalam Model *Common Effect* dengan Teknik *Cross-section Dummy Variable* yang diolah dengan *Software EViews 5*

Dependent Variable: LN_Y?
 Method: Pooled EGLS (Cross-section weights)
 Sample (adjusted): 3 90
 Included observations: 88 after adjustments
 Cross-sections included: 4
 Total pool (balanced) observations: 352
 Iterate weights to convergence
 White period standard errors & covariance (no d.f. correction)
 Convergence achieved after 5 weight iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_Y?(-2)	0.090630	0.050728	1.786588	0.0749
LN_HJG?(-2)	0.118717	0.021838	5.436211	0.0000
LN_HJT2?(-2)	-0.055181	0.020890	-2.641499	0.0086
LN_HBJ?(-2)	0.121377	0.024740	4.906155	0.0000
LN_HPU?(-2)	-0.157699	0.039024	-4.041058	0.0001
LN_HPT?(-2)	0.097494	0.030030	3.246557	0.0013
LN_LLI?	0.001174	0.024906	0.047149	0.9624
LN_CH?	0.004223	0.003522	1.199165	0.2313
DGP(-2)	0.004725	0.021186	0.223004	0.8237
DBLPB(-2)	0.078614	0.014472	5.432316	0.0000
D_L?	2.546938	0.182762	13.93583	0.0000
D_G?	2.662701	0.173059	15.38610	0.0000
D_M?	2.650332	0.164827	16.07947	0.0000
D_S?	2.512777	0.178921	14.04410	0.0000

Weighted Statistics

R-squared	0.972081	Mean dependent var	3.600231
Adjusted R-squared	0.971007	S.D. dependent var	0.888396
S.E. of regression	0.151269	Akaike info criterion	-1.022255
Sum squared resid	7.734219	Schwarz criterion	-0.868588
Log likelihood	193.9168	F-statistic	905.2730
Durbin-Watson stat	1.696228	Prob(F-statistic)	0.000000

Keterangan :

Ada autokorelasi, maka metode *Pooled Estimated GLS* diperbaiki dengan *Cross-Section Weights* dan *White Period*.

1. Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.0713	Prob(F-statistic)	0.3823
Obs*R-squared	15.9724	Chi-squared(df=2, 5%)	5.9999

Keterangan: [$Obs * R^2 > \chi^2$] = autocorrelation

2. Uji Heteroskedastisitas

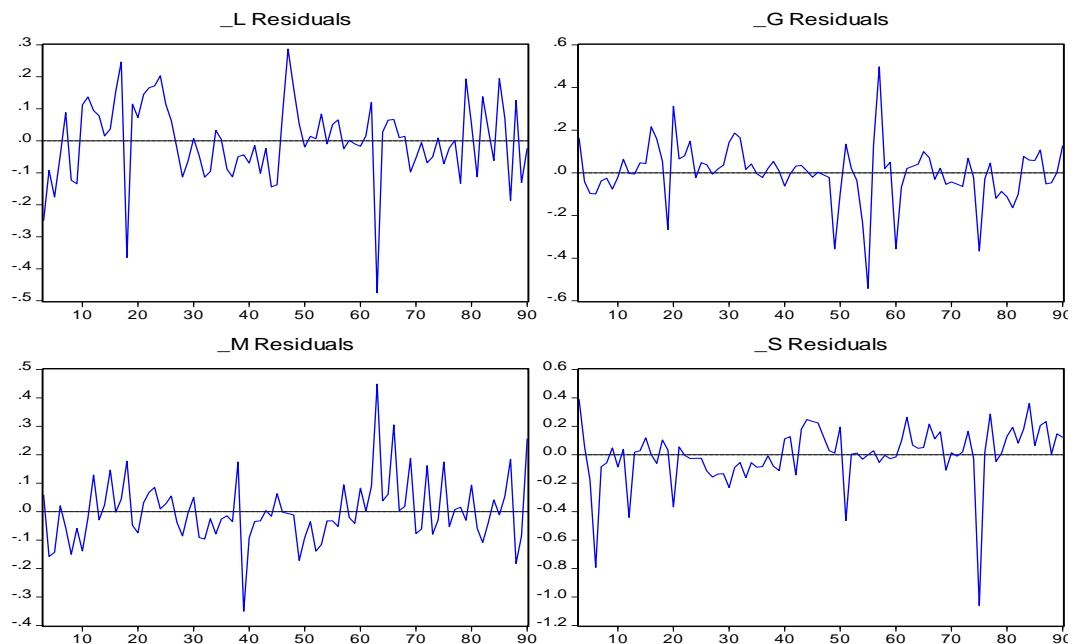
Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.6286	Prob(F-statistic)	0.0756
Obs*R-squared	20.7490	Chi-Squared(df=14, 5%)	23.6800

Keterangan: [$Obs * R^2 < \chi^2$] = non-heteroskedasticity

3. Uji Multikolinearitas

	LN_Y?(-2)	LN_HJ G?(-2)	LN_HJT 2?(-2)	LN_HB J?(-2)	LN_HP U?(-2)	LN_HP T?(-2)	LN_LLI ?	LN_CH ?	DGP (-2)	DBLPB (-2)
LN_Y?(-2)	1									
LN_HJG?(-2)	0.8529	1								
LN_HJT2?(-2)	-0.064	-0.002	1							
LN_HBJ?(-2)	0.8112	0.8236	-0.0955	1						
LN_HPU?(-2)	0.2778	0.3158	-0.0251	0.4703	1					
LN_HPT?(-2)	0.6665	0.7087	-0.0544	0.7939	0.7577	1				
LN_LLI?	0.1418	0.2066	-0.0629	0.1608	0.2001	0.1841	1			
LN_CH?	0.1446	0.0894	-0.0259	0.1621	0.0968	0.0737	-0.0459	1		
DGP(-2)	0.0844	0.1634	0.0611	0.0623	0.4457	0.3791	0.0059	0.14	1	
DBLPB(-2)	0.506	0.5296	-0.0268	0.4352	-0.155	0.2565	0.0949	0.1238	-0.1	1



Keterangan : _L = Lampung _G = Jawa Tengah
 _M = Jawa Timur _S = Sulawesi Selatan

Lampiran 5.5.3. Estimasi Persamaan Lag-3 Respons Produktivitas Jagung dari Hasil Analisis Regresi Data Panel Metode GLS dalam Model *Common Effect* dengan Teknik *Cross-section Dummy Variable* yang diolah dengan *Software EViews 5*

Dependent Variable: LN_Y?
 Method: Pooled EGLS (Cross-section weights)
 Sample (adjusted): 4 90
 Included observations: 87 after adjustments
 Cross-sections included: 4
 Total pool (balanced) observations: 348
 Iterate weights to convergence
 White period standard errors & covariance (no d.f. correction)
 Convergence achieved after 8 weight iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_Y?(-3)	0.261711	0.127816	2.047557	0.0414
LN_HJG?(-3)	0.098273	0.035772	2.747192	0.0063
LN_HJT3?(-3)	-0.050552	0.013989	-3.613621	0.0003
LN_HBJ?(-3)	0.102242	0.014220	7.190219	0.0000
LN_HPU?(-3)	-0.136026	0.047086	-2.888867	0.0041
LN_HPT?(-3)	0.067223	0.024305	2.765816	0.0060
LN_LLI?	0.010144	0.020935	0.484546	0.6283
LN_CH?	0.005507	0.005440	1.012375	0.3121
DGP(-3)	0.028197	0.041066	0.686615	0.4928
DBLPB(-3)	0.065079	0.023777	2.737105	0.0065
D_L?	2.008244	0.516351	3.889303	0.0001
D_G?	2.096125	0.518700	4.041116	0.0001
D_M?	2.086713	0.511042	4.083249	0.0001
D_S?	1.968970	0.502912	3.915141	0.0001

Weighted Statistics

R-squared	0.982157	Mean dependent var	3.740273
Adjusted R-squared	0.981462	S.D. dependent var	1.106692
S.E. of regression	0.150680	Akaike info criterion	-1.077045
Sum squared resid	7.583332	Schwarz criterion	-0.922071
Log likelihood	201.4058	F-statistic	1414.186
Durbin-Watson stat	1.709350	Prob(F-statistic)	0.000000

Keterangan :

Ada autokorelasi dan heteroskedastisitas, maka metode *Pooled Estimated GLS* diperbaiki dengan *Cross-Section Weights* dan *White Period*.

1. Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.0547	Prob(F-statistic)	0.3986
Obs*R-squared	15.7359	Chi-squared(df-2, 5%)	5.9999

Keterangan: [$Obs \cdot R^2 > \chi^2$] = autocorrelation

2. Uji Heteroskedastisitas

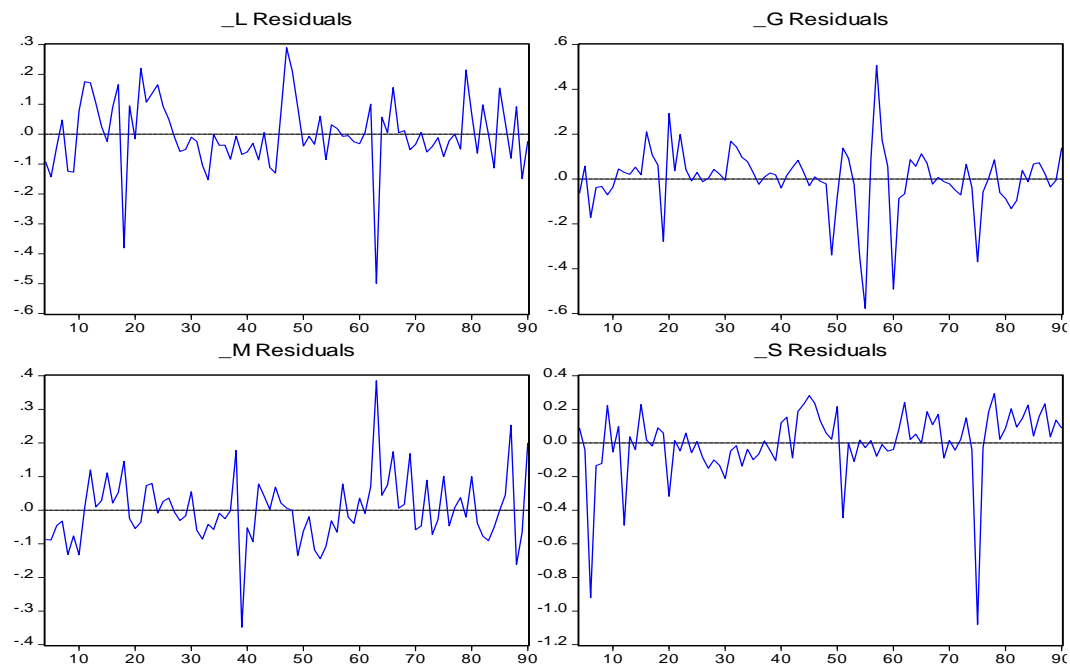
Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	2.0729	Prob(F-statistic)	0.0153
Obs*R-squared	25.9810	Chi-Squared(df-14, 5%)	23.6800

Keterangan: [$Obs \cdot R^2 > \chi^2$] = heteroskedasticity

3. Uji Multikolinearitas

	LN_Y?(-3)	LN_HJG?(-3)	LN_HJT3?(-3)	LN_HBJ?(-3)	LN_HPU?(-3)	LN_HPT?(-3)	LN_LLI?	LN_CH?	DGP(-3)	DBLPB(-3)
LN_Y?(-3)	1									
LN_HJG?(-3)	0.8487	1								
LN_HJT3?(-3)	-0.07	-0.007	1							
LN_HBJ?(-3)	0.8066	0.8196	-0.1008	1						
LN_HPU?(-3)	0.3	0.3387	-0.0229	0.4909	1					
LN_HPT?(-3)	0.6628	0.7053	-0.0579	0.7919	0.7771	1				
LN_LLI?	0.088	0.2345	-0.0298	0.1405	0.0987	0.1092	1			
LN_CH?	0.1193	0.0786	-0.1183	0.1683	0.1263	0.0984	-0.0498	1		
DGP(-3)	0.0924	0.1729	0.0622	0.0684	0.4446	0.3867	0.0382	0.1247	1	
DBLPB(-3)	0.4831	0.5069	-0.0371	0.4147	-0.135	0.2346	0.0718	0.1014	-0.1	1



Keterangan : _L = Lampung _G = Jawa Tengah
 _M = Jawa Timur _S = Sulawesi Selatan

Lampiran 5.5.4. Estimasi Persamaan Lag-4 Respons Produktivitas Jagung dari Hasil Analisis Regresi Data Panel Metode GLS dalam Model *Common Effect* dengan Teknik *Cross-section Dummy Variable* yang diolah dengan *Software EViews 5*

Dependent Variable: LN_Y?
 Method: Pooled EGLS (Cross-section weights)
 Date: 07/22/14 Time: 05:49
 Sample (adjusted): 5 90
 Included observations: 86 after adjustments
 Cross-sections included: 4
 Total pool (balanced) observations: 344
 Iterate weights to convergence
 White period standard errors & covariance (no d.f. correction)
 Convergence achieved after 5 weight iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_Y?(-4)	0.145885	0.037246	3.916786	0.0001
LN_HJG?(-4)	0.122439	0.016420	7.456825	0.0000
LN_HJT4?(-4)	-0.068437	0.015999	-4.277458	0.0000
LN_HBJ?(-4)	0.099448	0.022678	4.385150	0.0000
LN_HPU?(-4)	-0.053008	0.084781	-0.625231	0.5323
LN_HPT?(-4)	0.052431	0.048307	1.085360	0.2786
LN_LLI?	0.000235	0.025795	0.009103	0.9927
LN_CH?	0.006262	0.006988	0.896093	0.3709
DGP(-4)	0.023454	0.041361	0.567066	0.5711
DBLPB(-4)	0.097664	0.016422	5.947109	0.0000
D_L?	2.441067	0.246179	9.915803	0.0000
D_G?	2.535468	0.240471	10.54374	0.0000
D_M?	2.522506	0.232894	10.83113	0.0000
D_S?	2.386386	0.241269	9.890978	0.0000

Weighted Statistics

R-squared	0.971987	Mean dependent var	3.613634
Adjusted R-squared	0.970884	S.D. dependent var	0.896359
S.E. of regression	0.152951	Akaike info criterion	-1.000592
Sum squared resid	7.719996	Schwarz criterion	-0.844287
Log likelihood	186.1018	F-statistic	880.7900
Durbin-Watson stat	1.671651	Prob(F-statistic)	0.000000

Keterangan :

Ada autokorelasi, maka metode *Pooled Estimated GLS* diperbaiki dengan *Cross-Section Weights* dan *White Period*.

1. Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.0214	Prob(F-statistic)	0.4323
Obs*R-squared	15.2608	Chi-squared(df=2, 5%)	5.9999

Keterangan: [$Obs \cdot R^2 > \chi^2$] = autocorrelation

2. Uji Heteroskedastisitas

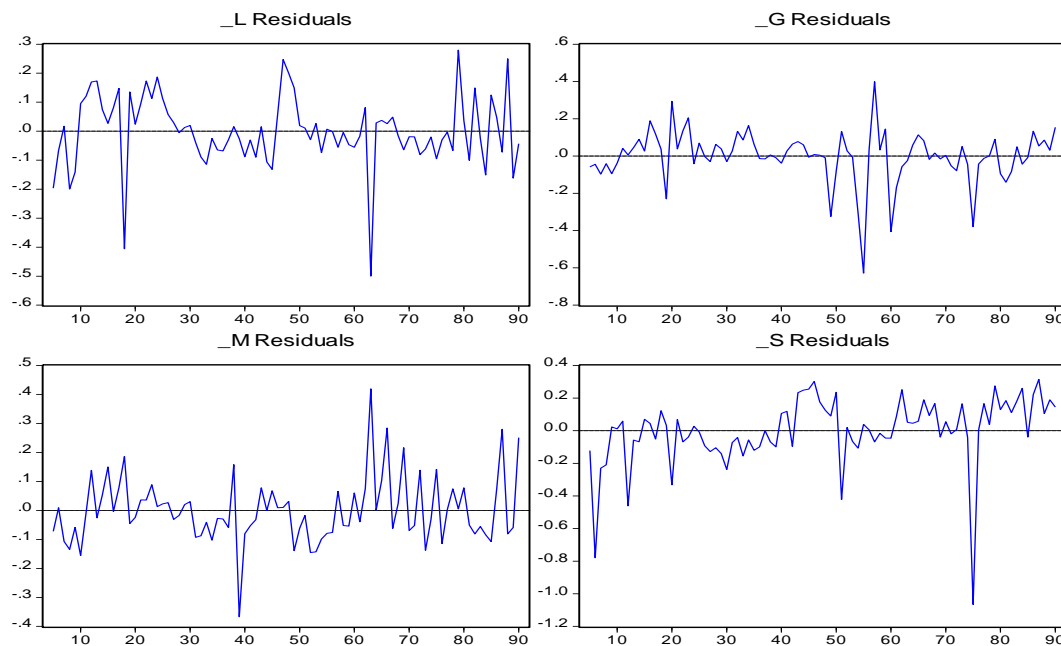
Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.4248	Prob(F-statistic)	0.1458
Obs*R-squared	18.2819	Chi-Squared(df=14, 5%)	23.6800

Keterangan: [$Obs \cdot R^2 < \chi^2$] = non-heteroskedasticity

3. Uji Multikolinearitas

	LN_Y?(-4)	LN_HJ G?(-4)	LN_HJT 4?(-4)	LN_HB J?(-4)	LN_HP U?(-4)	LN_HP T?(-4)	LN_LLI ?	LN_CH ?	DGP (-4)	DBLPB (-4)
LN_Y?(-4)	1									
LN_HJG?(-4)	0.844	1								
LN_HJT4?(-4)	-0.074	-0.01	1							
LN_HBJ?(-4)	0.8029	0.8152	-0.1037	1						
LN_HPU?(-4)	0.314	0.3528	-0.0219	0.5043	1					
LN_HPT?(-4)	0.6568	0.6992	-0.0601	0.7875	0.793	1				
LN_LLI?	0.1337	0.2134	0.074	0.159	0.2212	0.1969	1			
LN_CH?	0.1262	0.0949	-0.0844	0.1698	0.0634	0.0601	-0.0414	1		
DGP(-4)	0.1017	0.1826	0.0628	0.0749	0.4441	0.3965	0.0561	0.1272	1	
DBLPB(-4)	0.4528	0.482	-0.0434	0.391	-0.129	0.2025	0.0789	0.0815	-0.1	1



Keterangan : _L = Lampung _G = Jawa Tengah
 _M = Jawa Timur _S = Sulawesi Selatan

Lampiran 5.5.5. Estimasi Persamaan Lag-5 Respons Produktivitas Jagung dari Hasil Analisis Regresi Data Panel Metode GLS dalam Model *Common Effect* dengan Teknik *Cross-section Dummy Variable* yang diolah dengan *Software EViews 5*

Dependent Variable: LN_Y?
 Method: Pooled EGLS (Cross-section weights)
 Sample (adjusted): 6 90
 Included observations: 85 after adjustments
 Cross-sections included: 4
 Total pool (balanced) observations: 340
 Iterate weights to convergence
 White period standard errors & covariance (no d.f. correction)
 Convergence achieved after 6 weight iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_Y?(-5)	0.203955	0.051560	3.955657	0.0001
LN_HJG?(-5)	0.122139	0.019730	6.190631	0.0000
LN_HJT5?(-5)	-0.069830	0.021838	-3.197636	0.0015
LN_HBJ?(-5)	0.079123	0.024930	3.173807	0.0016
LN_HPU?(-5)	-0.025670	0.084502	-0.303784	0.7615
LN_HPT?(-5)	0.040249	0.055845	0.720730	0.4716
LN_LLI?	-0.001176	0.024390	-0.048205	0.9616
LN_CH?	0.003655	0.006742	0.542209	0.5880
DGP(-5)	0.026459	0.039301	0.673228	0.5013
DBLPB(-5)	0.103546	0.015850	6.532766	0.0000
D_L?	2.310391	0.260091	8.883006	0.0000
D_G?	2.389242	0.262047	9.117591	0.0000
D_M?	2.373460	0.256247	9.262402	0.0000
D_S?	2.250580	0.263773	8.532265	0.0000

Weighted Statistics

R-squared	0.972488	Mean dependent var	3.659770
Adjusted R-squared	0.971391	S.D. dependent var	0.921083
S.E. of regression	0.155793	Akaike info criterion	-0.980055
Sum squared resid	7.912466	Schwarz criterion	-0.822393
Log likelihood	180.6094	F-statistic	886.4298
Durbin-Watson stat	1.658344	Prob(F-statistic)	0.000000

Keterangan :

Ada autokorelasi, maka metode *Pooled Estimated GLS* diperbaiki dengan *Cross-Section Weights* dan *White Period*.

1. Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.9216	Prob(F-statistic)	0.5403
Obs*R-squared	13.8313	Chi-squared(df-2, 5%)	5.9999

Keterangan: [$Obs \cdot R^2 > \chi^2$] = autocorrelation

2. Uji Heteroskedastisitas

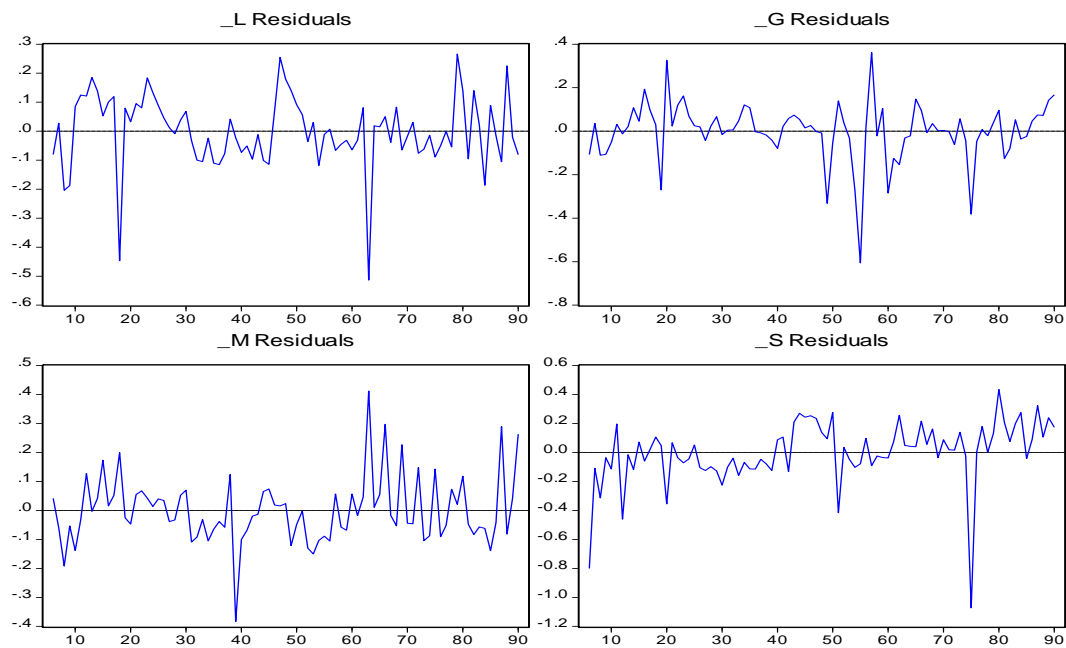
Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.5035	Prob(F-statistic)	0.1141
Obs*R-squared	19.2318	Chi-Squared(df-14, 5%)	23.6800

Keterangan: [$Obs \cdot R^2 < \chi^2$] = non-heteroskedasticity

3. Uji Multikolinearitas

	LN_Y?(-5)	LN_HJ G?(-5)	LN_HJT 5?(-5)	LN_HB J?(-5)	LN_HP U?(-5)	LN_HP T?(-5)	LN_LLI ?	LN_CH ?	DGP (-5)	DBLPB (-5)
LN_Y?(-5)	1									
LN_HJG?(-5)	0.8385	1								
LN_HJT5?(-5)	-0.081	-0.016	1							
LN_HBJ?(-5)	0.7978	0.8105	-0.11	1						
LN_HPU?(-5)	0.3299	0.3688	-0.0206	0.5191	1					
LN_HPT?(-5)	0.6496	0.6933	-0.0653	0.7832	0.8083	1				
LN_LLI?	0.1452	0.202	-0.1227	0.1466	0.2124	0.1928	1			
LN_CH?	0.1397	0.0846	0.0275	0.1975	0.1363	0.1262	-0.0425	1		
DGP(-5)	0.1109	0.1929	0.0641	0.0816	0.4436	0.4056	0.073	0.128	1	
DBLPB(-5)	0.4204	0.4537	-0.0579	0.365	-0.121	0.1691	0.0692	0.1423	-0.1	1



Keterangan : _L = Lampung _G = Jawa Tengah
 _M = Jawa Timur _S = Sulawesi Selatan

Lampiran 5.5.6. Estimasi Persamaan Lag-6 Respons Produktivitas Jagung dari Hasil Analisis Regresi Data Panel Metode GLS dalam Model *Common Effect* dengan Teknik *Cross-section Dummy Variable* yang diolah dengan *Software EViews 5*

Dependent Variable: LN_Y?
 Method: Pooled EGLS (Cross-section weights)
 Sample (adjusted): 7 90
 Included observations: 84 after adjustments
 Cross-sections included: 4
 Total pool (balanced) observations: 336
 Iterate weights to convergence
 White period standard errors & covariance (no d.f. correction)
 Convergence achieved after 6 weight iterations

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LN_Y?(-6)	0.351470	0.047180	7.449616	0.0000
LN_HJG?(-6)	0.112665	0.025518	4.415066	0.0000
LN_HJT6?(-6)	-0.060386	0.014073	-4.290815	0.0000
LN_HBJ?(-6)	0.047456	0.022209	2.136762	0.0334
LN_HPU?(-6)	-0.113216	0.072891	-1.553217	0.1214
LN_HPT?(-6)	0.074273	0.038301	1.939211	0.0533
LN_LLI?	0.009698	0.015963	0.607541	0.5439
LN_CH?	0.008588	0.006034	1.423195	0.1556
DGP(-6)	0.037043	0.052916	0.700039	0.4844
DBLPB(-6)	0.063024	0.015181	4.151502	0.0000
D_L?	1.828006	0.270313	6.762560	0.0000
D_G?	1.875539	0.267820	7.002994	0.0000
D_M?	1.864009	0.264971	7.034753	0.0000
D_S?	1.772037	0.262860	6.741375	0.0000

Weighted Statistics

R-squared	0.972794	Mean dependent var	3.582964
Adjusted R-squared	0.971696	S.D. dependent var	0.863588
S.E. of regression	0.145288	Akaike info criterion	-1.083486
Sum squared resid	6.796960	Schwarz criterion	-0.924440
Log likelihood	196.0257	F-statistic	885.6792
Durbin-Watson stat	1.654831	Prob(F-statistic)	0.000000

Keterangan :

Ada autokorelasi, maka metode *Pooled Estimated GLS* diperbaiki dengan *Cross-Section Weights* dan *White Period*.

1. Uji Autokorelasi

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.0258	Prob(F-statistic)	0.4279
Obs*R-squared	15.3217	Chi-squared(df=2, 5%)	5.9999

Keterangan: [$Obs \cdot R^2 > \chi^2$] = autocorrelation

2. Uji Heteroskedastisitas

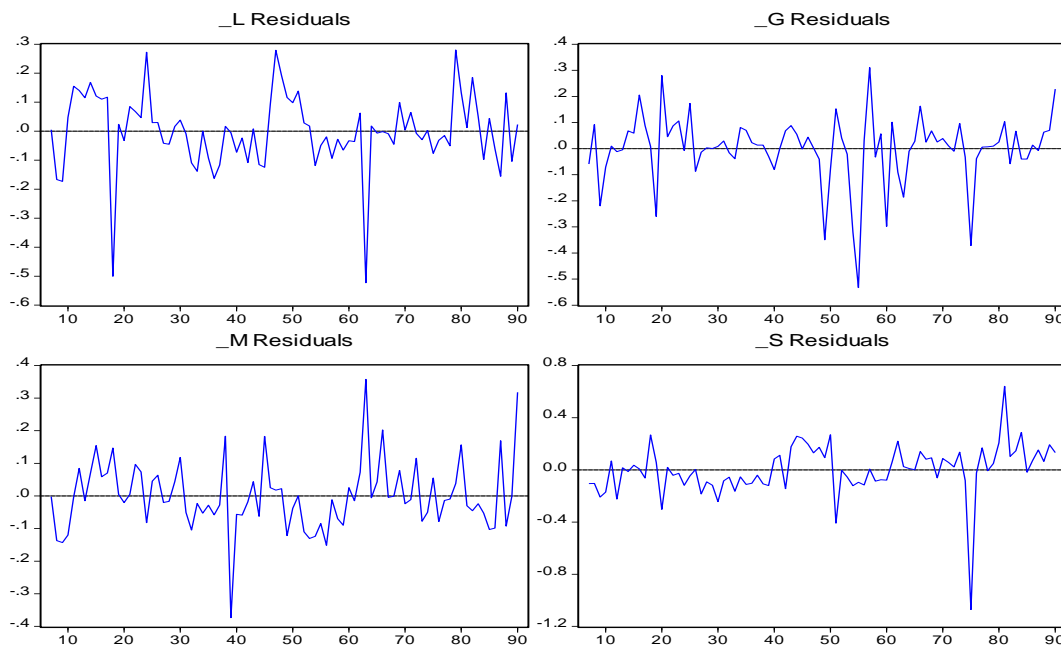
Heteroskedasticity Test: Breusch-Pagan-Godfrey

F-statistic	1.1945	Prob(F-statistic)	0.2817
Obs*R-squared	15.4587	Chi-Squared(df=14, 5%)	23.6800

Keterangan: [$Obs \cdot R^2 < \chi^2$] = non-heteroskedasticity

3. Uji Multikolinearitas

	LN_Y?(-6)	LN_HJ G?(-6)	LN_HJT 6?(-6)	LN_HB J?(-6)	LN_HP U?(-6)	LN_HP T?(-6)	LN_LLI ?	LN_CH ?	DGP (-6)	DBLPB (-6)
LN_Y?(-6)	1									
LN_HJG?(-6)	0.8331	1								
LN_HJT6?(-6)	-0.087	-0.022	1							
LN_HBJ?(-6)	0.7927	0.806	-0.115	1						
LN_HPU?(-6)	0.3469	0.3861	-0.0199	0.534	1					
LN_HPT?(-6)	0.644	0.689	-0.0684	0.7798	0.8213	1				
LN_LLI?	0.098	0.2186	-0.0376	0.1184	0.0947	0.1148	1			
LN_CH?	0.1137	0.0752	-0.1454	0.2114	0.1594	0.1587	-0.0465	1		
DGP(-6)	0.1199	0.2038	0.0651	0.0884	0.4431	0.4133	0.1001	0.125	1	
DBLPB(-6)	0.3866	0.4211	-0.0723	0.3368	-0.111	0.1375	0.0415	0.1442	-0.1	1



Keterangan : _L = Lampung _G = Jawa Tengah
 _M = Jawa Timur _S = Sulawesi Selatan

Lampiran 6. Hasil Uji Beda Elastisitas Penawaran Jagung antara Jangka Pendek dan Jangka Panjang, Metode *Paired Two Sample for Means (t-Test)*

<i>t-Test: Paired Two Sample for Means</i>	<i>Pair of Lampung</i>		<i>Pair of Jawa Tengah</i>		<i>Pair of Jawa Timur</i>		<i>Pair of Sulawesi Selatan</i>		<i>Pair of Indonesia</i>	
	LRL – SRL	LRG – SRG	LRM – SRM	LRS – SRS	LRI – SRI					
<i>Mean</i>	0,280	0,278	0,139	0,133	0,1046*	0,0685*	0,2599**	0,1910**	0,1458**	0,1081**
<i>Variance</i>	0,025	0,048	0,006	0,006	0,008	0,002	0,026	0,009	0,006	0,003
<i>Observations</i>	18	18	18	18	18	18	18	18	18	18
<i>Pearson Correlation</i>	0,862		0,897		0,036		0,393		0,577	
<i>df</i>	17		17		17		17		17	
<i>t Stat</i>	0,099		0,713		1,5349		1,9217		2,5122	
<i>P(T<=t) one-tail</i>	0,461		0,243		0,0716		0,0358		0,0112	
<i>t Critical one-tail</i>	1,740		1,740		1,740		1,740		1,740	
<i>P(T<=t) two-tail</i>	0,922		0,485		0,143		0,072		0,022	
<i>t Critical two-tail</i>	2,110		2,110		2,110		2,110		2,110	

Keterangan :

LRL – SRL : Elastisitas jangka panjang-pendek di Lampung
 LRG – SRG : Elastisitas jangka panjang-pendek di Jawa Tengah
 LRM – SRM : Elastisitas jangka panjang-pendek di Jawa Timur
 LRS – SRS : Elastisitas jangka panjang-pendek di Sulawesi Selatan
 LRI – SRI : Elastisitas jangka panjang-pendek di Indonesia

***) : Signifikan pada level 1% (*one-tail*)

**) : Signifikan pada level 5% (*one-tail*)

*) : Signifikan pada level 10% (*one-tail*)