



TUGAS AKHIR - SS 090302

**PERAMALAN JUMLAH LUAS LAHAN PANEN PADI
BERSIH DI KABUPATEN TUBAN MENGGUNAKAN
METODE ARIMA *BOX-JENKINS***

HASRUL ISMAN
NRP 1311 030 026

Dosen Pembimbing
Ir.Dwi Atmono A Widodo. M.IKom

PROGRAM STUDI DIPLOMA III
JURUSAN STATISTIKA
Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam
Institut Teknologi Sepuluh Nopember
Surabaya 2014



FINAL PROJECT - SS 090302

**FORCASTING THE NUMBER OF LAND AREA OF
RICE HARVEST IN NET IN DISTRICT TUBAN BY
USING ARIMA *BOX-JENKINS* METHOD**

Hasrul Isman
NRP 1311 030 026

Supervisor
Ir.Dwi Atmono A Widodo. M.IKom

DEPARTMENT OF STATISTICS
Faculty of Mathematics and Natural Sciences
Institut Teknologi Sepuluh Nopember
Surabaya 2014

PERAMALAN JUMLAH LUAS LAHAN PANEN PADI BERSIH DI KABUPATEN TUBAN MENGGUNAKAN METODE ARIMA *BOX-JENKINS*

Nama Mahasiswa : Hasrul Isman
NRP : 1311 030 026
Program Studi : Diploma III
Jurusan : Statistika FMIPA-ITS
Dosen Pembimbing : Ir.Dwi Atmono A Widodo. M.IKom

Abstrak

Indonesia adalah negara agraris dimana mata pencaharian penduduknya mayoritas bercocok tanam. Secara geografis Indonesia yang juga merupakan negara kepulauan memiliki potensi alam yang besar tidak hanya dalam bidang kelautan tapi juga dalam pengolahan pertanian. Pemerintah Indonesia pada tahun 2014 mendatangkan menargetkan untuk swasembada beras dan juga surplus, untuk mencapai hal tersebut seluruh wilayah di Indonesia dituntut untuk menghasilkan beras yang lebih besar agar dapat memenuhi kebutuhan dalam negeri. Oleh sebab itu, diperlukan suatu model yang mampu memberi informasi tentang peramalan padi yang akan di hasilkan di tahun 2014. Model yang digunakan adalah model ARIMA time series. Data yang digunakan untuk meramalkan adalah data jumlah luas lahan panen padi bersih di Kabupaten Tuban. Model peramalan jumlah luas lahan panen padi bersih di Kabupaten Tuban adalah ARIMA $([1,2,12],0,0)$ yang hasil ramalan nya adalah pada bulan Maret, April, dan Juli terjadi penurunan yang sangat signifikan dari Tahun 2013 sebesar 19.514 pada bulan Maret, 16.959 pada bulan April, dan 12.154 pada bulan Juli, menjadi 13.340,69, 12.673,67, dan 6.906,84 pada tahun 2014, terjadi penurunan jumlah luas lahan panen padi bersih sebesar 6.173,31 pada bulan Maret, 4.285,33 pada bulan April, dan 5.247,16 pada bulan Juli pada Tahun 2014.

Kata Kunci :Padi , Surplus, Swasembada, ARIMA, Fluktuatif, Regresi Time Series.

Halaman ini sengaja dikosongkan

FORCASTING THE NUMBER OF LAND AREA OF RICE HARVEST IN NET IN DISTRICT TUBAN BY USING ARIMA *BOX-JENKINS* METHOD

Name of Student : Hasrul Isman
NRP : 1311 030 026
Study Program : Diploma III
Department : Statistics FMIPA-ITS
Supervisor : Ir. Dwi Atmono A Widodo. M. IKom

Abstract

Indonesia is an agricultural country which most of its citizens' livelihood are farming. Based on the geographical aspect, Indonesia is also an archipelago country which has a big natural potential not only in the marine sector but also in the agricultural sector. In 2014, Indonesian government will target the self-sufficient of rice and also surplus. In order to reach that goal, all of regions in Indonesia should produce the big amount of rice to fill the domestic needs. In addition, it needs a model which can give information about forecasting rice which will be produced in 2014. The model used is ARIMA time series model. The data used to forecast is the data of the number of land area of rest harvest in net in district Tuban. The model of forecasting the number of land area of rest harvest in net in district Tuban is ARIMA $([1,2,12],0,0)$ which is forecasted in March, April, and July. Based on the data obtained, there is a significant decrease from 2013 to 2014. In 2013, the number of land area of rest harvest in net in district Tuban is 19.514 in March, 16.959 in April, and 12.154 in July. However in 2014, the number of land area of rest harvest in net in district Tuban is 13.340,69 in March, 12.673,67 in April, and 6.906,84 in July. As a result, the number of land area of rest harvest in net in district Tuban is decrease up to 6.173,31 in March, 4.285,33 in April, and 5.247 in July 2014.

Keywords :Rice, Surplus, Self-sufficient, ARIMA, Fluctuate, Regression of Time Series.

Halaman ini sengaja dikosongkan

LEMBAR PENGESAHAN

**PERAMALAN JUMLAH LUAS LAHAN PANEN PADI
BERSIH DI KABUPATEN TUBAN MENGGUNAKAN
METODE ARIMA BOX-JENKINS**

TUGAS AKHIR

**Diajukan Untuk Memenuhi Salah Satu Syarat
Kelulusan Program Studi DIII Jurusan Statistika
Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam
Institut Teknologi Sepuluh Nopember
Surabaya**

**Oleh :
HASRUL ISMAN
NRP 1311030 026**

**Disetujui oleh Pembimbing Tugas Akhir :
Ir.Dwi Atmono A Widodo. M.IKom ()
NIP.19610803198701 1 001**

**Mengetahui,
Ketua Jurusan Statistika FMIPA-ITS**


Dr. Muhammad Mashuri, MT
NIP.19620408 198701 1 001

SURABAYA, JULI 2014

KATA PENGANTAR

Assalamu'alaikum Warahmatullah Wabarokatuh.

Puji syukur alhamdulillah senantiasa penulis panjatkan kehadiran Allah SWT yang telah melimpahkan rahmat, hidayah dan karunia-Nya sehingga penulis dapat menyelesaikan Tugas Akhir yang berjudul **“Peramalan Jumlah Luas Lahan Panen Padi Bersih Di Kabupaten Tuban Menggunakan Metode ARIMA Box-Jenkins”** dengan lancar dan tepat waktu.

Keberhasilan penyusunan Tugas Akhir ini tidak lepas dari partisipasi berbagai pihak yang telah banyak membantu. Oleh karena itu, penulis mengucapkan terima kasih yang sebesar-besarnya kepada:

1. Bapak Ir.Dwi Atmono A Widodo. M.IKom selaku dosen pembimbing atas semua bimbingan, waktu, semangat dan perhatian yang telah diberikan sehingga Tugas Akhir ini dapat diselesaikan dengan baik.
2. Bapak Dr.rer.pol Heri Kuswanto, M.Si dan Ibu Adatul Mukaromah, S.Si. M.Si. selaku tim penguji yang telah memberikan saran-saran membangun untuk kesempurnaan Tugas Akhir ini.
3. Bapak Dr. Muhammad Mashuri, MT selaku Ketua Jurusan Statistika ITS dan Ibu Dra. Sri Mumpuni Retnaningsih, MT selaku Ketua Prodi Diploma III Statistika yang telah memfasilitas penulis selama menuntut ilmu di Jurusan Statistika ITS.
4. Dr. Muhammad Mashuri, MT selaku Dosen wali Penulis, seluruh dosen, dan karyawan Statistika ITS atas ilmu dan pengalaman yang telah diberikan kepada penulis.
5. Dinas Pertanian Kabupaten Tuban yang bersedia memberikan data sehingga dapat memperlancar keberlangsungan tugas akhir penulis.
6. Ibunda Endang Enliswati, S.H, Ayah penulis Sumondjod dan juga keponakan Indira Alaika yang selalu memberikan

semangat, bantuan financial, dan mendoakan penulis pada saat kuliah hingga lulus.

7. Pacar tercinta dan tersayang Kiky Yuzie Handi Hasnan Pratiwi yang telah menyempatkan waktunya untuk membantu penulis dalam menyelesaikan tugas akhir ini supaya cepat selesai, serta selalu setia mendukung dan memberi semangat kepada penulis..
8. Mas Wiwid, Mas Imam, Mbak Diana, Mbak Puspita M.Zaky yang sudah memberi referensi dan membantu tentang tugas akhir ini untuk mempermudah penulis.
9. Teman-teman seperjuangan dan sekontrakan Teguh, Ridzwan, Sulhan, Gunawan, Candra, Jefri, Anas, M.Alfin, Adip, Hendi, Deni Surya T, Deni Surya R, Febri, Anji, Fauzi, Sigit, Dias, Taufiqi, Dini, Anita, Eka teman satu lab. Komputasi, dan keluarga sigma 22. Terima kasih atas segala kenangan dan motivasi yang telah diberikan kepada penulis selama perkuliahan hingga tugas akhir ini selesai.
10. Teman-teman Sigma 19, Sigma 20, Sigma 21, dan Sigma 23 yang telah memberikan begitu banyak pengalaman di Statistika.
11. Semua pihak yang telah membantu penulis yang tidak dapat disebutkan satu persatu.

Semoga kebaikan dan bantuan yang telah diberikan kepada penulis dibalas dengan kebaikan yang lebih oleh Allah SWT. Amin.

Penulis menyadari bahwa Tugas Akhir ini masih terdapat kekurangan, oleh karena itu kritik dan saran yang bersifat membangun sangat diharapkan. Semoga Tugas Akhir ini dapat memberikan manfaat baik bagi penulis, pembaca, dan semua pihak.

Wassalamu'alaikum Warahmatullah Wabarokatuh.

Surabaya, Juli 2014

Penulis

DAFTAR TABEL

	Halaman
Tabel 2.1	Transformasi <i>Box-Cox</i> 7
Tabel 2.2	Struktur ACF dan PACF pada model ARIMA.... 10
Tabel 4.1	Pengujian Parameter Data Luas Lahan Panen Padi Bersih di Kabupaten Tuban 24
Tabel 4.2	Uji <i>White Noise</i> Data Luas Lahan Panen Padi Bersih. 27
Tabel 4.3	Uji Kenormalan Residual Data Luas Lahan Panen Padi Bersih 28
Tabel 4.4	Kriteria Pemilihan Model Terbaik Dari Data <i>In Sample</i> 29
Tabel 4.5	Kriteria Pemilihan Model Terbaik Dari Data <i>Out Sample</i> 30
Tabel 4.6	Hasil Ramalan jumlah luas lahan panen padi bersih di Kabupaten Tuban pada periode 2014..... 32

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

DAFTAR ISI

	Halaman
HALAMAN JUDUL	
LEMBAR PENGESAHAN	
ABSTRAK	i
ABSTRACT	iii
KATA PENGANTAR	v
DAFTAR ISI	vii
DAFTAR GAMBAR	xi
DAFTAR TABEL	xiii
DAFTAR LAMPIRAN	xv
BAB I PENDAHULUAN	
1.1 Latar Belakang	1
1.2 Rumusan Masalah	2
1.3 Tujuan Penelitian	3
1.4 Manfaat Penelitian	3
1.5 Batasan Masalah	3
BAB II TINJAUAN PUSTAKA	
2.1 Analisis Deret Berkala (<i>Time Series</i>)	5
2.2 Stasioneritas <i>Time Series</i>	5
2.2.1 Non-stasioner Terhadap <i>Mean</i>	6
2.3.1 Non-stasioner Terhadap <i>Varians</i>	6
2.3 Identifikasi <i>Time Series</i>	7
2.3.1 <i>Time Series Plot</i>	7
2.3.2 Fungsi Autokorelasi (ACF)	8
2.3.3 Fungsi Autokorelasi Parsial (PACF)	8
2.4 Model-Model ARIMA.....	9
2.4.1 Model Autoregressive (AR)	9
2.4.2 Model <i>Moving Average</i> (MA)	9
2.4.3 Model <i>Autoregressive Moving Average</i> (ARMA).....	9
2.4.4 Model <i>Autoregressive Integrated Moving Average</i> (ARIMA)	10

2.4.5 Model ARIMA Musiman	10
2.5 Identifikasi Model ARIMA	10
2.6 Estimasi dan Uji Signifikansi Parameter Model ARIMA...	11
2.7 Uji Signifikansi Parameter.....	12
2.8 Cek Diagnosa.....	13
2.8.1 Pemeriksaan Asumsi Residual <i>White Noise</i>	13
2.8.2 Pemeriksaan Asumsi Residual Normal	14
2.9 Pemilihan Model Terbaik.....	15

BAB III METODOLOGI PENELITIAN

3.1 Sumber Data	17
3.2 Variabel Penelitian.....	17
3.3 Metode Analisis Data.....	17
3.4 Diagram Alir	19

BAB IV ANALISIS DAN PEMBAHASAN

4.1 Peramalan dan Pemodelan Jumlah Luas Lahan Panen Padi Bersih di Kabupaten Tuban Menggunakan Metode ARIMA <i>Box-Jenkins</i>	21
4.1.1 Identifikasi Model Jumlah Luas Lahan Panen Padi Bersih di Kabupaten Tuban Menggunakan Metode ARIMA <i>Box-Jenkins</i> . 21	
4.2 Estimasi Parameter dan Pengujian Parameter Data Luas Lahan Panen Padi Bersih di Kabupaten Tuban ..	25
4.2.1 <i>Diagnostic Checking</i> pada Data Luas Lahan Panen Padi Bersih di Kabupaten Tuban.....	27
4.2.2 Pemilihan Model Terbaik Data Luas Lahan Panen Padi Bersih di Kabupaten Tuban.....	30
4.3 Peramalan Jumlah Luas Lahan Panen Padi Bersih di Kabupaten Tuban.....	32

BAB V KESIMPULAN DAN SARAN

5.1 Kesimpulan.....	35
5.2 Saran	36

DAFTAR PUSTAKA	37
LAMPIRAN	39

Halaman ini sengaja dikosongkan

DAFTAR GAMBAR

	Halaman
Gambar 3.1 Diagram Alir.....	19
Gambar 4.1 <i>Time Series Plot</i> dan ACF Luas Lahan Panen Padi Bersih	21
Gambar 4.2 <i>Box-Cox Plot</i> Luas Lahan Panen Padi Bersih	22
Gambar 4.3 <i>Box-Cox Plot</i> Luas Lahan Panen Padi Bersih Setelah <i>Transformation</i>	23
Gambar 4.4 Plot ACF dan PACF Luas Lahan Panen Padi Bersih Setelah	23
Gambar 4.5 Diagram Batang Perbandingan Luas Lahan Panen Padi Bersih Tahun 2013 dan Tahun 2014	33

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BAB I

PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang

Indonesia adalah negara agraris dimana mata pencaharian penduduknya mayoritas bercocok tanam. Secara geografis Indonesia yang juga merupakan negara kepulauan memiliki potensi alam yang besar tidak hanya dalam bidang kelautan tapi juga dalam pengolahan pertanian. Pemerintah Indonesia pada tahun 2014 mendatangi menargetkan untuk swasembada beras dan juga surplus, untuk mencapai hal tersebut seluruh wilayah di Indonesia dituntut untuk menghasilkan beras yang lebih besar agar dapat memenuhi kebutuhan dalam negeri. Perusahaan Umum Badan Urusan Logistik (Perum Bulog) mencatat ada 10 provinsi penghasil beras tertinggi di Indonesia. Sepuluh Provinsi di Indonesia tersebut adalah Jawa Timur (1,1 juta ton), Jawa Tengah (779 ribu ton), Jawa Barat (540 ribu ton), Sulawesi Selatan (490 ribu ton), NTB (155 ribu ton), DKI Jakarta dan Banten (86 ribu ton), Lampung (69 ribu ton), Sumatra Selatan (68 ribu ton), DIY Yogyakarta (66 ribu ton) dan di Aceh (46 ribu ton). (Kompas.com).

Tuban termasuk lima besar kabupaten penghasil padi di Jawa Timur, Secara geografis Tuban yang memiliki memiliki luas wilayah daratan 183.994,562 Ha dan luas wilayah lautan meliputi 22.608 Km². Potensi sumberdaya lahan untuk usaha bidang pertanian tanaman pangan dan hortikultura seluas 135.420 Ha atau sekitar 73 % dari luas Kabupaten Tuban. Antara lain sebesar 55.543 Ha sawah, 60.731 Ha tegal, 16.334 Ha pekarangan. Selebihnya seluas 3.112 Ha berupa hutan rakyat, perkebunan rakyat, sawah tambak, rawa dan padang gembala (pangonan). Berdasar data diatas, lahan pertanian di Kabupaten Tuban sebagian besar didominasi oleh lahan kering yaitu sekitar 70% sedangkan 30% berupa lahan sawah. Sektor unggulan yang dimiliki Kabupaten Tuban yaitu sektor pertanian khususnya tanaman pangan. Dari

sektor pertanian tanaman pangan, padi merupakan komoditas yang paling diunggulkan dari ketiga komoditas lainnya yaitu jagung, kacang tanah dan ubi kayu. (Anonim_2012). Peramalan tentang lahan pertanian pernah dilakukan oleh Yeni(2011) dengan judul “Konversi Lahan Pertanian Tol Trans -Jawa Barat” yang menghasilkan kesimpulan “.Setelah terjadinya konversi lahan, akan mengakibatkan banyaknya lahan pertanian yang berubah fungsi dan semakin sedikit nya lahan yang dapat digunakan untuk bersawah”. Dan juga oleh Mohamad Yunus(2012), dengan judul “Peramalan Luas Areal Tebu di Indonesia Menggunakan Metode ARIMA”.

Berdasarkan uraian diatas muncul sebuah pemikiran untuk meramalkan jumlah luas lahan panen padi bersih di Kabupaten Tuban. Dari tahun ketahun luas lahan yang dapat dipanen di Kabupaten Tuban berfluktuatif dan ada indikasi jumlah luas lahan panen yang ekstrim pada bulan-bulan tertentu tergantung terhadap cuaca, serangan hama atau pun faktor-faktor lain nya, maka untuk mendapatkan gambaran tentang jumlah lahan panen padi bersih di Kab. Tuban perlu adanya peramalan. Salah satu metode peramalan yang banyak digunakan adalah ARIMA. Berdasarkan model yang diperoleh dapat digunakan dinas pertanian KabupatenTuban untuk menentukan jumlah lahan panen padi bersih di Kabupaten Tuban agar dapat memaksimalkan hasil panen dan juga mendapatkan pendapatan yang optimum untuk Kabupaten Tuban.

1.2 Rumusan Masalah

Berdasarkan latar belakang diatas, maka dapat dibentuk rumusan masalah sebagai berikut.

1. Bagaimana hasil model terbaik untuk peramalan jumlah lahan panen padi bersih di KabupatenTuban menggunakan metode ARIMA *Box-Jenkins* ?
2. Bagaimana ramalan data jumlah lahan panen padi bersih di KabupatenTuban menggunakan metode ARIMA ?

1.3 Tujuan Penelitian

Tujuan yang dapat diambil berdasarkan rumusan masalah diatas adalah sebagai berikut.

1. Mengetahui hasil model terbaik jumlah lahan panen padi bersih di Kabupaten Tuban menggunakan metode ARIMA.
2. Mengetahui ramalan data jumlah jumlah lahan panen padi bersih di Kabupaten Tuban menggunakan metode ARIMA.

1.4 Manfaat Hasil Penelitian

Manfaat yang akan diperoleh dari penelitian ini adalah peneliti dapat menerapkan teori statistika tentang metode peramalan sehingga terbentuk model yang sesuai untuk melakukan suatu perencanaan dipermasalahan pada suatu lembaga. Memberikan pertimbangan pada dinas pertanian Kabupaten Tuban dalam hal menentukan jumlah lahan panen padi bersih di Kabupaten Tuban sehingga dapat mengoptimumkan pendapatan dari sektor pertanian khususnya pada komoditas padi.

1.5 Batasan Masalah

Berdasarkan permasalahan yang telah diuraikan, batasan masalah yang digunakan pada penelitian adalah sebagai berikut,

1. Jenis lahan yang akan diramalkan hanya jumlah lahan panen padi bersih di Kabupaten Tuban
2. Peramalan luas lahan panen padi bersih hanya untuk Kabupaten Tuban tanpa melihat faktor-faktor yang mempengaruhinya.

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BAB II TINJAUAN PUSTAKA

Pada bab ini akan dibahas mengenai beberapa kajian pustaka berupa konsep dan teori yang terkait dengan penelitian peramalan jumlah luas lahan panen padi Bersih di kabupaten Tuban menggunakan metode ARIMA *Box-Jenkins*. Penjelasan mengenai konsep dan teori yang akan digunakan untuk analisis diberikan sebagai berikut.

2.1 *Analisis Deret Berkala (Time series)*

Time series adalah serangkaian pengamatan terhadap suatu variabel yang diambil dari waktu ke waktu, dan dicatat secara berurutan menurut kejadiannya, dengan interval waktu yang tetap (Cryer, 1986). *Time series* dapat dipandang sebagai suatu rangkaian variabel yang diamati pada interval ruang waktu yang sama ditunjukkan sebagai deret berkala. Secara umum deret berkala pada $t_1, t_2, t_3, \dots, t_i, \dots, t_n$ dari pengamatan $Z_{t_1}, Z_{t_2}, Z_{t_3}, \dots, Z_{t_i}, \dots, Z_{t_n}$ dapat dinyatakan sebagai fungsi distribusi $F(Z_{t_1}, Z_{t_2}, Z_{t_3}, \dots, Z_{t_i}, \dots, Z_{t_n})$. (Makridakis, Wheelwright, dan McGee, 1999).

2.2 *Stasioneritas Time series*

Deret waktu dikatakan stationer jika tidak ada perubahan kecenderungan dalam rata-rata dan perubahan variansi. Dengan kata lain, deret waktu yang stationer relatif tidak terjadi kenaikan atau pun penurunan nilai secara tajam pada data atau fluktuasi data berada pada sekitar nilai rata-rata yang konstan.

Pada kasus nyata, banyak ditemui data *time series* yang tidak stasioner. Baik tidak stasioner dalam *mean* maupun *varians*. Untuk mengatasi ketidakstasioneran pada suatu data dapat dilakukan pembedaan atau dengan suatu transformasi. Pembedaan (*differencing*) dilakukan jika data tidak stasioner terhadap *mean*, sedangkan transformasi *Box-cox* dilakukan jika data tidak stasioner terhadap *varians* (Cryer, 1986).

2.2.1 Non-stasioner terhadap *mean*

Deret waktu yang tidak stasioner dalam *mean*, berarti ketika datanya diplotkan terhadap sumbu waktu (t) maka series data membentuk trend tertentu terhadap garis sumbu waktu (t). Untuk memastikan adanya suatu trend stokastik pada data series Z_t , digunakan indikator sebagai berikut (Makridakis dkk, 1999) :

1. Pola *Autocorrelation Function* (ACF) suatu *time series* Z_t menurun secara lambat (*decays very slowly*), sedangkan pola *Partial Autocorrelation Function* (PACF) terpotong pada *lag* satu (*cut off after lag 1*).
2. *Mean level* yang berubah dalam arah tertentu.
3. Parameter model dari *series* Z_t tidak memenuhi syarat kestasioneran.

Cara yang dilakukan untuk mengatasi kondisi non-stasioner dalam *mean* adalah dengan melakukan pembedaan (*differencing*) terhadap datanya dengan persamaan berikut (Cryer, 1986)

$$W_t = (1 - B)^d Z_t \quad (2.1)$$

Keterangan :

- d : orde *differencing*
- B : operator langkah mundur ($BZ_t = Z_{t-1}$)
- Z_t : nilai variabel *time series* pada waktu ke- t

2.2.2 Non-stasioner terhadap *varians*

Suatu deret waktu Z_t dikatakan tidak stasioner terhadap *varians*, apabila Z_t berubah sejalan dengan perubahan level $\text{var}(Z_t) = cf(\mu_t)$, dimana c merupakan konstanta. Box dan Cox memberikan suatu ide transformasi terhadap *varians* yang tidak konstan dengan menggunakan *power transformasion* sebagai berikut (Wei, 2006).

Sedangkan, data yang tidak stasioner terhadap *varians* dapat diperoleh dengan melakukan transformasi Box-Cox dengan persamaan umum sebagai berikut.

$$T(Z_t) = \begin{cases} \frac{Z_t^\lambda - 1}{\lambda}, \lambda \neq 0 \\ \lim_{\lambda \rightarrow 0} \frac{Z_t^\lambda - 1}{\lambda}, \lambda = 0 \end{cases} \quad (2.2)$$

Nilai λ yang digunakan dalam persamaan tersebut merupakan parameter transformasi yang digunakan dalam transformasi Box-Cox adalah sebagai berikut.

Tabel 2.1 Transformasi Box - Cox

Estimasi λ	Transformasi
-1,0	$1/Z_t$
-0,5	$1/\sqrt{Z_t}$
0	$\text{Ln } Z_t$
0,5	$\sqrt{Z_t}$
1,0	Z_t (tidak ada transformasi)

Ketentuan-ketentuan yang menyertai proses stasioner dalam varian adalah sebagai berikut.

1. Transformasi hanya boleh dilakukan ketika sebelum dilakukan proses *differencing*.
2. Transformasi hanya boleh dilakukan untuk series Z_t yang bernilai positif.

2.3 Identifikasi *Time series*

Time series dapat diidentifikasi melalui *Time series Plot*, Fungsi autokorelasi, dan Fungsi autokorelasi parsial.

2.3.1 *Time series Plot*

Time series plot adalah *Scatter plot* antara nilai variabel terhadap sumbu waktu (t). Salah satu kegunaan *time series plot* adalah untuk memeriksa pola dan kestasioneran data, dalam hal ini apabila *time series plot* menunjukkan tidak ada perubahan *mean* terhadap waktu, maka dikatakan telah stasioner terhadap *mean*, dan apabila tidak ada perubahan *varians* terhadap waktu, maka dapat dikatakan telah stasioner terhadap *varians*.

2.3.2 Fungsi Autokorelasi (ACF)

Suatu proses yang stationer (Z_t) memiliki kovarians antara (Z_t) dan Z_{t+k} yang disebut *autocovariance function* adalah $\gamma_k = \text{cov}(Z_t, Z_{t+k}) = E(Z_{t+k} - \mu)(Z_t - \mu)$. Sedangkan korelasi antara Z_t dan Z_{t+k} disebut *autocorrelation function* (ACF) yang dapat ditulis sebagai berikut,

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \frac{\text{Cov}(Z_t, Z_{t+k})}{\sqrt{\text{Var}(Z_t)}\sqrt{\text{Var}(Z_{t+k})}} \quad (2.3)$$

dimana

$$\text{Var}(Z_t) = \text{Var}(Z_{t+k}) = \gamma_0$$

$$\gamma_k = \text{fungsi autokovarian pada lag } k$$

$$\rho_k = \text{ACF}$$

(Wei, 2006).

2.3.3 Fungsi Autokorelasi Parsial (PACF)

Partial autocorrelation function (PACF) digunakan untuk menunjukkan besarnya hubungan antara nilai suatu variabel saat ini dengan nilai sebelumnya dari variabel yang sama (nilai-nilai untuk berbagai kelambatan waktu) dengan menganggap pengaruh dari semua kelambatan waktu lain adalah konstan (Makridakis, Wheelwright, dan McGee, 1999).

Partial autocorrelation function (PACF) antara Z_t dan Z_{t+k} bernilai sama dengan autokorelasi antara $(Z_t - \hat{Z}_t)$ dan $(Z_{t+k} - \hat{Z}_{t+k})$. Fungsi PACF sebagai berikut (Wei, 2006).

$$P_k = \frac{\text{Cov}[(Z_t - \hat{Z}_t), (Z_{t+k} - \hat{Z}_{t+k})]}{\sqrt{\text{Var}(Z_t - \hat{Z}_t)}\sqrt{\text{Var}(Z_{t+k} - \hat{Z}_{t+k})}} \quad (2.4)$$

2.4 Model – Model ARIMA

Secara umum ada beberapa model *time series* yaitu model *Autoregressive* (AR), model *Moving Average* (MA), model campuran ARMA, model ARIMA, model ARIMA musiman dan model ARIMA multiplikatif.

2.4.1 Model *Autoregressive* (AR)

Secara umum untuk model *autoregressive* menunjukkan adanya hubungan antara suatu nilai pada waktu sekarang Z_t dengan nilai pada waktu sebelumnya Z_{t-k} dimana $k=1,2,\dots$ ditambah dengan suatu nilai acak. Model *autoregressive* orde p , dapat ditulis AR(p) secara umum mempunyai bentuk sebagai berikut :

$$\dot{Z}_t = \phi_1 \dot{Z}_{t-1} + \dots + \phi_p \dot{Z}_{t-p} + a_t \quad (2.5)$$

2.4.2 Model *Moving Average* (MA)

Model *Moving Average* (MA) menunjukkan adanya hubungan antara nilai pada waktu sekarang Z_t dengan nilai residual pada waktu sebelumnya a_{t-k} , model *Moving Average* orde q yang dapat ditulis MA(q) secara matematis memiliki bentuk sebagai berikut :

$$\dot{Z}_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (2.6)$$

2.4.3 Model *Autoregressive Moving Average* (ARMA)

Model umum ARMA (p,q) merupakan gabungan dari pola model AR dan pola model MA. Berikut merupakan sebuah model umum untuk campuran dari model AR (p) dan model MA(q) yang secara matematis dapat ditulis :

$$\phi_p(B)\dot{Z}_t = \theta_q(B)a_t \quad (2.7)$$

2.4.4 Model *Autoregressive Integrated Moving Average* (ARIMA)

Model ARIMA merupakan model *time series* yang tidak stationer terhadap mean dan memerlukan proses differencing agar stationer. Sehingga dalam permodelan series $(1-B)^d Z_t$ perlu ditambahkan kedalam model umum ARMA (p,q) sehingga mengikuti proses stasioner ARIMA (p,d,q). Persamaannya adalah sebagai berikut :

$$\phi_p(B)(1-B)^d \dot{Z}_t = \theta_q(B)a_t \quad (2.8)$$

2.4.5 Model ARIMA Musiman

Model ARIMA musiman merupakan model yang membentuk pola musiman. Bentuk modelnya sebagai berikut:

$$\Phi_P(B^S)\phi_p(B)(1-B)^d(1-B^S)^D \dot{Z}_t = \theta_q(B)\Theta_Q(B^S)a_t \quad (2.9)$$

Model ini dinotasikan ARIMA (P,D,Q)^s yang mempunyai faktor musiman dengan periode musim adalah s dalam pengamatan waktu ke-t. P merupakan lag pada model *Auto-regressive* yang mempunyai faktor musiman, Q merupakan lag pada model *Moving Average* yang mempunyai faktor musiman, dan D merupakan lag untuk *differencing* yang mempunyai faktor musiman.

2.5 Identifikasi Model ARIMA

Pendugaan model ARIMA dilakukan setelah data stasioner dengan melihat pola ACF atupun PACF. Pendugaan model dilakukan dengan memperhatikan hal-hal seperti pada tabel berikut.

Tabel 2.2 Struktur ACF dan PACF pada model ARIMA

Model	ACF	PACF
<i>Autoregressive</i> (p)	Turun Eksponensial (dies – down)	Terpotong setelah <i>lag-p</i> (cut off after <i>lag-p</i>)

Tabel 2.2 Struktur ACF dan PACF pada model ARIMA (Lanjutan)

<i>Moving Average (q)</i>	Terpotong setelah lag-q (cut off after lag-q)	Turun eksponensial (dies down)
<i>Autoregressive-Moving Average (p,q)</i>	Turun eksponensial(dies down)	Turun eksponensial(dies down)

(Wei, 2006)

2.6 Estimasi dan Uji Signifikansi Parameter Model ARIMA

Berdasarkan (Wei, 2006) metode yang digunakan untuk melakukan penaksiran parameter ialah *Maximum Likelihood Estimation* (MLE). Model ARMA (p, q) secara umum adalah seperti persamaan yaitu

$$\dot{Z}_t = \phi_1 \dot{Z}_{t-1} + \dots + \phi_p \dot{Z}_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (2.10)$$

Dimana $\dot{Z}_t = Z_t - \mu$ dan $\{a_t\}$ berdistribusi normal $(0, \sigma_a^2)$ dan *white noise*, fungsi kepadatan peluang bersama dari $\mathbf{a} = (a_1, a_2, \dots, a_n)$ sebagai berikut.

$$P(\mathbf{a} | \phi, \mu, \theta, \sigma_a^2) = (2\pi\sigma_a^2)^{-n/2} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma_a^2} \sum_{t=1}^n a_t^2\right) \quad (2.11)$$

Selanjutnya persamaan (2.10) dapat ditulis.

$$a_t = \theta_1 a_{t-1} + \dots + \theta_q a_{t-q} \phi_1 + \dot{Z}_t - \phi_1 \dot{Z}_{t-1} - \dots - \phi_p \dot{Z}_{t-p} \quad (2.12)$$

Diberikan nilai $\mathbf{Z} = (Z_1, Z_2, \dots, Z_n)'$ dan diasumsikan kondisi awal $\mathbf{Z}^* = (Z_{1-p}, \dots, Z_{-1}, Z_0)'$ serta $\mathbf{a}^* = (a_{1-p}, \dots, a_{-1}, a_0)$ maka fungsi kondisional *likelihood* adalah

$$\ln L^*(\phi, \mu, \theta, \sigma_a^2) = -\frac{n}{2} \ln 2\pi\sigma_a^2 - \frac{S^*(\phi, \mu, \theta)}{2\sigma_a^2} \quad (2.13)$$

Dimana

$$S^*(\phi, \mu, \theta) = \sum_{t=1}^n a_t^2(\phi, \mu, \theta | Z^*, a^*, Z) \quad (2.14)$$

adalah fungsi jumlah kuadrat bersyarat. Jumlah dari $\hat{\phi}, \hat{\mu}, \hat{\theta}$ yang memaksimalkan persamaan (2.13) disebut MLE bersyarat karena $\ln L^*(\phi, \mu, \theta, \sigma_a^2)$ hanya meliputi data hingga $S^*(\phi, \mu, \theta)$.

Banyak alternatif untuk menentukan kondisi awal Z^* dan a^* . Berdasarkan asumsi bahwa $\{Z_t\}$ adalah stasioner dan $\{a_t\}$ adalah *white noise*, maka Z_t yang tidak diketahui dapat diganti dengan *mean sample* \bar{Z} dan a_t yang tidak diketahui dapat diganti dengan nilai harapannya yaitu 0. Persamaan (2.11) dapat diasumsikan $a_p = a_{p-1} = \dots = a_{p+1-q} = 0$ dan perhitungan a_t untuk $t \geq p+1$ menggunakan persamaan (2.12). fungsi jumlah kuadrat bersyarat persamaan (2.14) menjadi sebagai berikut.

$$S^*(\phi, \mu, \theta) = \sum_{t=1}^n a_t^2(\phi, \mu, \theta | Z) \quad (2.15)$$

Setelah mendapatkan hasil estimasi parameter dari $\hat{\phi}, \hat{\mu}, \hat{\theta}$, estimasi $\hat{\sigma}_a^2$ dari σ_a^2 dapat dihitung menggunakan persamaan berikut.

$$\hat{\sigma}_a^2 = \frac{S^*(\hat{\phi}, \hat{\mu}, \hat{\theta})}{df} \quad (2.16)$$

Dimana $df = (n - p) - (p + q + 1) = n - (2p + q + 1)$
(Wei, 2006).

2.7 Uji Signifikansi Parameter

Apabila ϕ adalah suatu parameter AR pada model ARIMA *Box-Jenkins*, sedangkan $\hat{\phi}$ adalah nilai estimasi (taksiran) dari parameternya, maka pengujian untuk signifikansi parameter *autoregressive* adalah :

Hipotesis :

$H_0 : \phi = 0$ (parameter model tidak signifikan)

$H_1 : \phi \neq 0$ (parameter model signifikan)

$$\text{Statistik Uji : } t_{hitung} = \frac{\hat{\phi}}{SE(\hat{\phi})} \quad (2.17)$$

Daerah kritis : tolak H_0 jika $|t_{hitung}| > t_{\alpha/2, (df=n-np)}$ atau P-value $< \alpha$.

Dimana : n adalah banyak observasi

np adalah jumlah parameter AR yang ditaksir

(Wei, 2006).

Apabila θ adalah suatu parameter MA pada model AR-IMA *Box-Jenkins*, sedangkan $\hat{\theta}$ adalah nilai estimasi (tak-siran) dari parameternya, maka pengujian untuk signifikansi parameter *moving average* adalah :

Hipotesis :

$H_0 : \theta = 0$ (parameter model tidak signifikan)

$H_1 : \theta \neq 0$ (parameter model signifikan)

$$\text{Statistik Uji : } t_{hitung} = \frac{\hat{\theta}}{SE(\hat{\theta})} \quad (2.18)$$

Daerah kritis : tolak H_0 jika $|t_{hitung}| > t_{\alpha/2, (df=n-nq)}$ atau P-value $< \alpha$.

Dimana : n adalah banyak observasi

nq adalah jumlah parameter MA yang ditaksir

(Wei, 2006).

2.8 Cek Diagnosa

Pada tahap ini dilakukan pemeriksaan dan pengujian tentang asumsi residual untuk model ARIMA. Pengujian ini meliputi asumsi residual *white noise* dan uji kenormalan residual

2.8.1 Pemeriksaan Asumsi Residual *White Noise*

Pengujian *white noise* dilakukan untuk mengetahui apakah varian bernilai konstan atau tidak. Untuk menguji apakah residual memenuhi asumsi *white noise* dengan statistik uji yang diberikan

oleh Ljung Box (Wei, 2006) menggunakan hipotesis sebagai berikut :

Hipotesis :

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_K = 0 \text{ (residual white noise)}$$

H_1 : minimal ada satu $\rho_K \neq 0$ untuk $K = 1, 2, \dots, K$
(residual tidak *white noise*)

Statistik Uji :

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^K (n-k)^{-1} \hat{\rho}_k^2 \quad (2.19)$$

Daerah Kritis : tolak H_0 , jika nilai dari $Q > \chi^2_{(\alpha; k-p+q)}$ atau *P-value* $< \alpha$

Dimana :

- N = jumlah observasi
- p = banyaknya komponen AR
- q = banyaknya komponen MA
- $\hat{\rho}_k$ = taksiran autokorelasi residual lag k

2.8.2 Pemeriksaan Asumsi Residual Normal

Untuk mengetahui apakah residual berdistribusi normal digunakan statistik uji *Kolmogorov-Smirnov*. Uji *Kolmogorov-Smirnov* berpusat pada dua fungsi distribusi kumulatif yaitu $F_0(x)$ sebagai fungsi distribusi yang dihipotesiskan dalam hal ini distribusi normal dan $S(x)$ sebagai fungsi distribusi empiris (Daniel, 1989).

Hipotesis :

$$H_0: F(x) = F_0(x), \text{ untuk semua nilai } x$$

$H_1: F(x) \neq F_0(x)$, untuk sekurang-kurangnya sebuah nilai x

Statistik Uji :

$$D_{hitung} = \sup_x |S(x) - F_0(x)| \quad (2.20)$$

Sup merupakan nilai supremum (maksimum) semua x dari $|S(x) - F_0(x)|$.

Daerah penolakan : tolak H_0 , jika nilai dari $D \geq D_{n,(1-\alpha)}$ atau $P\text{-value} < \alpha$
dimana,

$S(x)$: nilai pengamatan dalam sampel yang kurang dari atau sama dengan x

$F_0(x)$: nilai distribusi yang dihipotesiskan (normal).

\sup_x : nilai maksimum dari harga mutlak

D : jarak vertikal terjauh antara $S(x)$ dan $F_0(x)$

2.9 Pemilihan Model Terbaik

Peramalan adalah langkah terakhir untuk menentukan nilai-nilai di waktu mendatang setelah langkah-langkah sebelumnya telah dianalisis. Namun untuk melakukan peramalan dengan tepat diperlukan suatu kriteria untuk menentukan model yang paling baik. Untuk menentukan model yang terbaik untuk peramalan, melalui pendekatan *in-sample* dan *out-sample*, pendekatan *in-sample* dengan menggunakan BIC dan pendekatan *out-sample* dengan menggunakan MSE (*Mean Square Error*) dan MAPE (*Mean Absolute Percentage Error*). Adapun rumus BIC, MSE, MAPE, dan RMSE dapat ditulis sebagai berikut.

a. *in-sample*

$$BIC(M) = n \ln \hat{\sigma}_a^2 - (n - M) \ln \left(1 - \frac{M}{n} \right) + M \ln n + M \ln \left[\left(\frac{\hat{\sigma}_z^2}{\hat{\sigma}_a^2} - 1 \right) / M \right] \quad (2.21)$$

$\hat{\sigma}_a^2$: Maximum likelihood estimate

M : Banyaknya parameter

$\hat{\sigma}_z^2$: Varian dari sampel

b. *out-sample*

$$MSE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (Z_t - \hat{Z}_t)^2 \quad (2.22)$$

$$MAPE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \frac{|Z_t - \hat{Z}_t|}{Z_t} \times 100\% \quad (2.23)$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (Z_t - \hat{Z}_t)^2} \quad (2.24)$$

Z_t : nilai sebenarnya pada waktu ke- t

\hat{Z}_t : nilai dugaan pada waktu ke- t

n : jumlah observasi dari data *time series* (Wei, 2006).

BAB III METODOLOGI PENELITIAN

Pada bab ini akan dibahas mengenai sumber data, variabel penelitian, langkah analisis serta diagram alir yang akan digunakan pada penelitian peramalan jumlah luas lahan panen padi bersih di Kabupaten Tuban menggunakan metode ARIMA *Box-Jenkin*.

3.1 Sumber Data

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data sekunder mengenai Jumlah Luas Lahan Panen Padi Bersih Di Kabupaten Tuban. Data penelitian diperoleh dari Dinas Pertanian Kabupaten Tuban yaitu dalam bentuk data bulanan mulai dari tahun 2008 sampai dengan tahun 2013 sejumlah 72 data. Data kemudian dibagi menjadi data *in sample* yang berjumlah 60 data dan *out sample* berjumlah 12 data terakhir. Dalam penelitian ini akan dilakukan pemodelan menggunakan metode ARIMA *Box-Jenkins* dengan menggunakan variabel jumlah luas lahan panen padi bersih serta nilai-nilai pengamatan pada k waktu sebelumnya.

3.2 Variabel Penelitian

Variabel penelitian yang akan dianalisis menggunakan metode ARIMA *Box-Jenkins* adalah jumlah luas lahan panen padi bersih di Kabupaten Tuban mulai dari tahun 2008 sampai dengan tahun 2013.

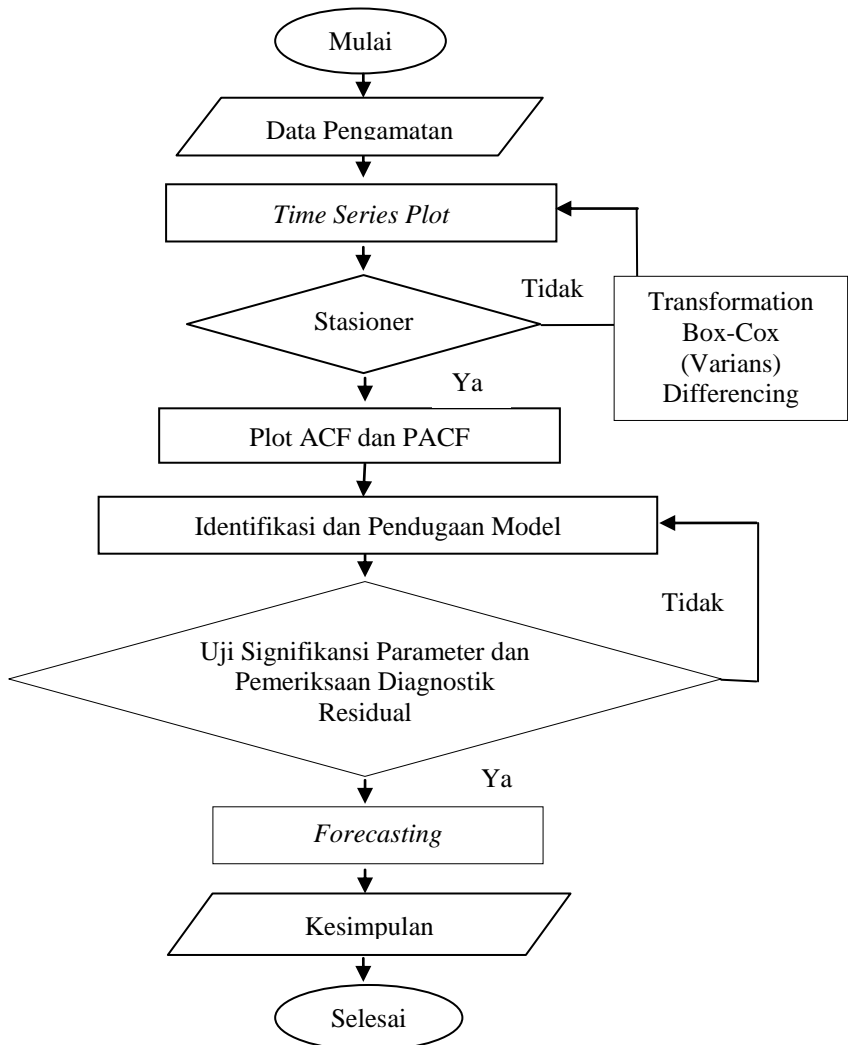
3.3 Langkah Analisis

Langkah analisis yang dipakai untuk menganalisis data jumlah luas lahan panen padi bersih di Kabupaten Tuban adalah sebagai berikut.

1. Membagi data time series menjadi data *in sample* dan *out sample*

2. Membuat *time series plot* pada data *in sample* untuk melakukan identifikasi pola *time series* data jumlah luas lahan panen padi bersih di Kabupaten Tuban.
3. Dari *time series plot*, jika terindikasi bahwa data tidak stationer terhadap varians dan *mean*, dilakukan transformasi *box-cox* jika tidak stationer terhadap varians.
4. Jika data terindikasi tidak stationer terhadap *mean*, maka dilakukan *differencing*.
5. Selanjutnya dilakukan pembuatan plot ACF dan PACF.
6. Identifikasi dan pendugaan model sementara berdasarkan plot ACF dan PACF yang dibuat.
7. Uji asumsi, signifikansi parameter dan pemeriksaan diagnostik residual pada model sementara.
8. Jika semua asumsi telah terpenuhi, melakukan peramalan beberapa periode ke depan sesuai dugaan model yang telah didapatkan. Peramalan dilakukan sebanyak periode yang sesuai dengan banyaknya data pada *out sample*, selanjutnya dihitung nilai BIC untuk *out sample*, sedangkan untuk data *in sample* di hitung MSE, MAPE, dan RMSE yang nantinya juga akan digunakan untuk menentukan model yang paling tepat untuk peramalan
9. Membandingkan beberapa model terpilih yang mungkin diterapkan pada data dengan melihat kriteria MSE, MAPE, dan RMSE pada data *out sample*. Model terbaik akan diterapkan untuk prediksi ke depan
10. Setelah terpilih satu model yang paling baik, maka peramalan ke depan dilakukan dengan melibatkan semua data.
11. Penarikan kesimpulan berdasarkan hasil peramalan

3.4 Diagram Alir



Gambar 3.1 Diagram Alir

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BAB IV ANALISIS DAN PEMBAHASAN

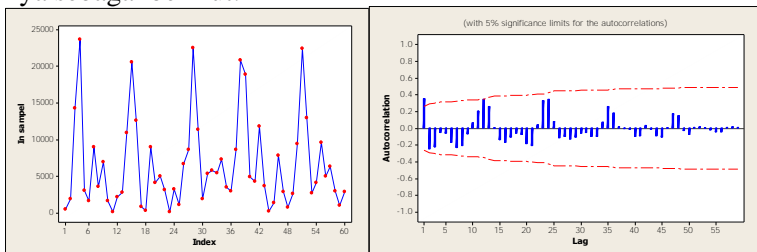
Data yang digunakan dalam analisis ini adalah data jumlah luas lahan panen padi bersih di Kabupaten Tuban mulai tahun 2008 - 2013. Pada data luas lahan panen padi bersih di Kabupaten Tuban menggunakan metode *ARIMA Box-Jenkins*.

4.1 Peramalan dan Pemodelan Jumlah Luas Lahan Panen Padi Bersih di Kabupaten Tuban Menggunakan Metode *ARIMA Box-Jenkins*

Langkah awal dalam melakukan analisis peramalan dengan menggunakan metode *ARIMA Box-Jenkins* adalah membagi data jumlah luas lahan panen padi bersih menjadi dua data, yaitu *in sample* sebanyak 60 data yaitu mulai tahun 2008 - 2012 yang akan digunakan untuk membentuk model peramalan dan *out sample* sebanyak 12 yaitu tahun 2013, yang akan digunakan untuk validasi model peramalan.

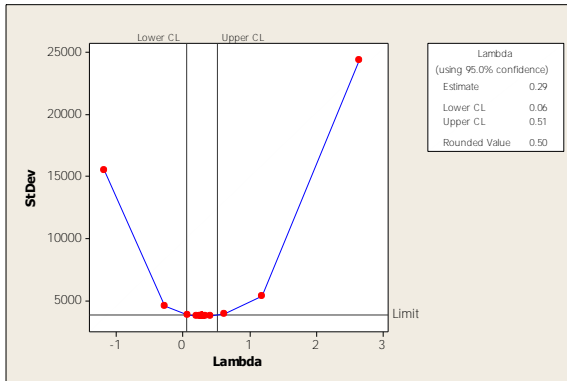
4.1.1 Identifikasi Model Jumlah Luas Lahan Panen Padi Bersih di Kabupaten Tuban Menggunakan Metode *ARIMA Box-Jenkins*.

Identifikasi model dilakukan dengan melihat *time series plot* dari data jumlah luas lahan panen padi bersih yang selanjutnya melihat plot autokorelasi dan plot autokorelasi parsial dari data jumlah luas lahan panen padi bersih. *Time series plot* nya sebagai berikut.



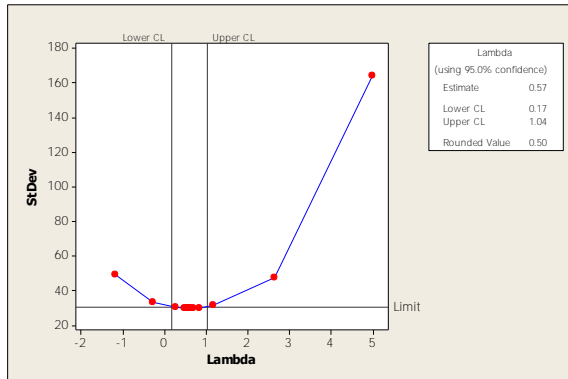
Gambar 4.1 (a) *Time Series Plot* dan (b) *ACF*

Berdasarkan Gambar 4.1 dapat dilihat bahwa luas lahan panen padi bersih di Kabupaten Tuban mulai tahun 2008 sampai dengan tahun 2013 mengalami *fluktuasi*. Secara visual dapat dikatakan bahwa data cenderung sudah stasioner dalam *mean* karena berfluktuasi di sekitar nilai rata-rata, tetapi belum stasioner dalam varians dan terindikasi ada nya musiman. Stasioneritas terhadap varians dapat diketahui berdasarkan *rounded value* pada *Box-Cox*. Jika nilai *rounded value* bernilai satu atau selang interval dari data sudah melewati angka satu maka data sudah diindikasikan stasioner dalam varians. Berikut *rounded value* dari luas lahan panen padi bersih di Kabupaten Tuban.



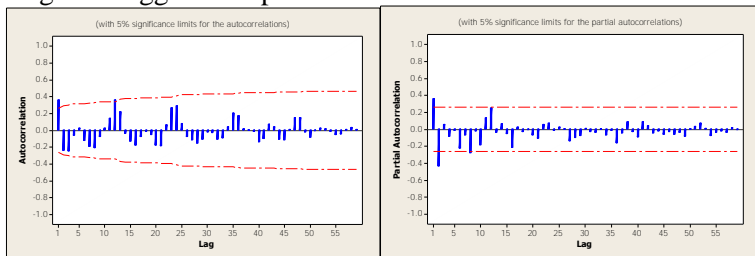
Gambar 4.2 *Box-Cox Plot* Luas Lahan Panen Padi Bersih

Berdasarkan Gambar 4.2 diperoleh *rounded value* sebesar 0.50, selain itu pada nilai *Lower CL* dan *Upper CL* belum memuat nilai 1, sehingga memperkuat indikasi data luas lahan panen padi bersih di Kabupaten Tuban belum stasioner terhadap varians. Dikarenakan data belum memenuhi asumsi stasioner terhadap varians, selanjutnya akan dilakukan *transformation* pada data luas lahan panen padi bersih agar memenuhi asumsi stasioner terhadap varians. Berikut hasil *transformation* data luas lahan panen padi bersih di Kabupaten Tuban.



Gambar 4.3 Box-Cox Plot Luas Lahan Panen Padi Bersih Setelah Transformation

Berdasarkan Gambar 4.3 setelah di lakukan *transformation* diperoleh rounded value sebesar 0.50, selain itu pada nilai *Lower CL* dan *Upper CL* sudah memuat nilai 1, sehingga diindikasikan data luas lahan panen padi bersih di Kabupaten Tuban sudah stasioner terhadap varians. Setelah data sudah memenuhi asumsi stasioner terhadap varians, selanjutnya akan dilakukan pemeriksaan stasioneritas terhadap *mean* dan juga pemodelan dengan menggunakan plot ACF dan PACF.



Gambar 4.4 (a) Plot ACF dan (b) PACF Luas Lahan Panen Padi Bersih

Berdasarkan Gambar 4.4 dapat diketahui bahwa plot-plot ACF turun cepat, sehingga dapat diindikasikan bahwa data luas lahan panen padi bersih di Kabupaten Tuban sudah stasioner terhadap *mean*, dan juga dapat di lihat pada plot ACF lag yang signifikan terdapat pada lag 1 dan 12. Sedangkan dari plot PACF terlihat bahwa lag yang signifikan adalah lag 1,2 dan 8. Dengan

melihat pola kedua plot kedua tersebut yaitu *cut off*, maka dugaan model sementara yang akan terbentuk adalah AR(p) atau MA(q). Untuk AR(p) dugaan model nya adalah, ARIMA (2,0,0), ARIMA (1,0,0), ARIMA ([1,12],0,0), ARIMA ([2,12],0,0), ARIMA ([1,2,12],0,0) dan ARIMA ([1,2,12,23],0,0). Untuk MA(q) dugaan model nya adalah ARIMA (0,0,1), ARIMA (0,0,[1,12]), ARIMA (0,0,[12]), ARIMA (0,0,1) (0,0,1)¹² dan ARIMA (0,0,1) (1,0,0)¹². Selanjutnya akan dilakukan penaksiran dan estimasi parameter untuk masing-masing model ARIMA.

4.2 Estimasi Parameter dan Pengujian Parameter Data Luas Lahan Panen Padi Bersih di Kabupaten Tuban.

Setelah identifikasi model dilakukan dan diperoleh 11 dugaan model sementara yaitu Untuk AR(p) dugaan model nya adalah, ARIMA (2,0,0), ARIMA (1,0,0), ARIMA ([1,12],0,0), ARIMA ([2,12],0,0), ARIMA ([1,2,12],0,0) dan ARIMA ([1,2,12,23],0,0). Untuk MA(q) dugaan model nya adalah AR-IMA (0,0,1), ARIMA (0,0,[1,12]), ARIMA (0,0,[12]), ARIMA (0,0,1) (0,0,1)¹² dan ARIMA (0,0,1) (1,0,0)¹².maka langkah selanjutnya adalah melakukan estimasi parameter dan uji signifikansi parameter.

Tabel 4.1 Pengujian Parameter Data Luas Lahan Panen Padi Bersih di Kabupaten Tuban

Model	Parameter	Estimate	P-value	Kesimpulan
ARIMA (2,0,0)	μ	72.90505	<.0001	Signifikan
	ϕ_1	0.52562	<.0001	Signifikan
	ϕ_2	-0.43670	0.0003	Signifikan
ARIMA (1,0,0)	μ	71.79467	<.0001	Signifikan
	ϕ_1	0.37141	0.0023	Signifikan
ARIMA ([1,12],0,0)	μ	71.01156	<.0001	Signifikan
	ϕ_1	0.30487	0.0038	Signifikan
	ϕ_{12}	0.40989	0.0004	Signifikan

Tabel 4.1 Pengujian Parameter Data Luas Lahan Panen Padi Bersih di Kabupaten Tuban (Lanjutan)

ARIMA ([2,12],0,0)	μ	72.65086	<.0001	Signifikan
	ϕ_2	-0.22689	0.0319	Signifikan
	ϕ_{12}	0.44886	0.0001	Signifikan
ARIMA ([1,2,12],0,0)	μ	72.58685	<.0001	Signifikan
	ϕ_1	0.45221	<.0001	Signifikan
	ϕ_2	-0.38861	0.0002	Signifikan
ARIMA ([1,2,12,23],0,0)	ϕ_{12}	0.37123	0.0003	Signifikan
	μ	71.87025	<.0001	Signifikan
	ϕ_1	0.38113	0.0001	Signifikan
	ϕ_2	-0.28710	0.0016	Signifikan
ARIMA (0,0,1)	ϕ_{12}	0.31523	0.0008	Signifikan
	ϕ_{23}	0.31455	0.0044	Signifikan
	μ	72.06016	<.0001	Signifikan
ARIMA (0,0,[1,12])	θ_1	-0.69063	<.0001	Signifikan
	μ	72.03355	<.0001	Signifikan
	θ_1	-0.61567	<.0001	Signifikan
ARIMA (0,0,[12])	θ_{12}	-0.20343	0.0719	Tidak Signifikan
	μ	72.32623	<.0001	Signifikan
	θ_{12}	-0.29834	0.0388	Signifikan
ARIMA (0,0,1) (0,0,1)¹²	μ	72.03355	<.0001	Signifikan
	θ_1	-0.61567	<.0001	Signifikan
	Θ_1	-0.20343	0.0719	Tidak Signifikan

Tabel 4.1 Pengujian Parameter Data Luas Lahan Panen Padi Bersih di Kabupaten Tuban (Lanjutan)

ARIMA (0,0,1) (1,0,0)¹²	μ	71.81928	<.0001	Signifikan
	θ_1	-0.63088	<.0001	Signifikan
	Φ_1	0.39881	0.0014	Signifikan

Berdasarkan pengujian yang ditampilkan pada Tabel 4.1 di atas dapat diketahui bahwa 11 parameter yang telah dilakukan pengujian terdapat dua parameter tidak signifikan, yaitu terdapat pada model ARIMA (0,0,[12]) dan model ARIMA (0,0,1) (0,0,1)¹². Karena parameter dari ke dua model tersebut memiliki nilai *P-value* lebih dari 0,05 sehingga diperoleh keputusan gagal tolak H_0 dan disimpulkan bahwa parameter dari ke dua model tersebut tidak signifikan. Selanjut nya akan dilakukan *diagnostic checking* atau pemeriksaan residual untuk memenuhi asumsi *white noise* dan asumsi residual berdistribusi normal.

4.2.1 *Diagnostic Checking* pada Data Luas Lahan Panen Padi Bersih di Kabupaten Tuban

Setelah identifikasi model dilakukan dan diperoleh 9 dugaan model sementara yang sudah signifikan yaitu ARIMA (2,0,0), ARIMA (1,0,0), ARIMA ([1,12],0,0), ARIMA ([2,12], 0,0), ARIMA ([1,2,12],0,0) dan ARIMA([1,2,12,23],0,0). Untuk MA(q) dugaan model nya adalah ARIMA (0,0,1), ARIMA (0,0,[12]), dan ARIMA (0,0,1) (1,0,0)¹². maka langkah selanjutnya adalah melakukan pengujian untuk 9 model tersebut apakah residual telah memenuhi syarat *white noise* dan distribusi normal. Berikut pengujian *white noise* untuk residual data luas lahan panen padi bersih di Kabupaten Tuban.

Pada Tabel 4.2 dapat dilihat bahwa dari sembilan model yang ada, terdapat lima model yang belum memenuhi syarat *white noise*, yaitu model ARIMA (2,0,0), ARIMA (1,0,0), ARIMA ([1,12],0,0), ARIMA ([2,12],0,0), dan ARIMA (0,0, [12]). Karenakan *P-value* untuk lag 6,12,18 dan 24 pada model tersebut kurang dari nilai α yaitu 0,05 yang berarti tolak H_0

Tabel 4.2 Uji *White Noise* Data Luas Lahan Panen Padi Bersih.

Model	Lag	P-value	Kesimpulan
ARIMA(2,0,0)	6	0.2618	<i>White noise</i>
	12	0.0347	<i>Tidak White noise</i>
	18	0.0678	<i>White noise</i>
	24	0.0341	<i>Tidak White noise</i>
ARIMA (1,0,0)	6	0.0185	<i>Tidak White noise</i>
	12	0.0109	<i>Tidak White noise</i>
	18	0.0314	<i>Tidak White noise</i>
	24	0.0055	<i>Tidak White noise</i>
ARIMA ([1,12],0,0)	6	0.0013	<i>Tidak White noise</i>
	12	0.0098	<i>Tidak White noise</i>
	18	0.0589	<i>White noise</i>
	24	0.0634	<i>White noise</i>
ARIMA ([2,12],0,0)	6	0.0066	<i>Tidak White noise</i>
	12	0.0120	<i>Tidak White noise</i>
	18	0.0289	<i>Tidak White noise</i>
	24	0.0081	<i>Tidak White noise</i>
ARIMA ([1,2,12],0,0)	6	0.4424	<i>White noise</i>
	12	0.7475	<i>White noise</i>
	18	0.8738	<i>White noise</i>
	24	0.8428	<i>White noise</i>
ARIMA([1,2,12,23],0,0)	6	0.4424	<i>White noise</i>
	12	0.7475	<i>White noise</i>
	18	0.8738	<i>White noise</i>
	24	0.8428	<i>White noise</i>

Tabel 4.2 Uji *White Noise* Data Luas Lahan Panen Padi Bersih (Lanjutan).

ARIMA (0,0,1)	6	0.4193	<i>White noise</i>
	12	0.1867	<i>White noise</i>
	18	0.3748	<i>White noise</i>
	24	0.2420	<i>White noise</i>
ARIMA (0,0,[12])	6	0.0029	<i>Tidak White noise</i>
	12	0.0101	<i>Tidak White noise</i>
	18	0.0276	<i>Tidak White noise</i>
	24	0.0018	<i>Tidak White noise</i>
ARIMA (0,0,1) (1,0,0)¹²	6	0.1142	<i>White noise</i>
	12	0.2793	<i>White noise</i>
	18	0.4725	<i>White noise</i>
	24	0.5120	<i>White noise</i>

Pengujian selanjutnya yang dilakukan adalah pengujian kenormalan residual. Pengujian kenormalan residual dilakukan dengan menggunakan uji *Kolmogorov-Smirnov*.

Tabel 4.3 Uji Kenormalan Residual Data Luas Lahan Panen Padi Bersih.

Model	P-value	Kesimpulan
ARIMA(2,0,0)	>0.1500	Berdistribusi Normal
ARIMA (1,0,0)	>0.1500	Berdistribusi Normal
ARIMA ([1,12],0,0)	>0.1500	Berdistribusi Normal
ARIMA ([2,12],0,0)	0.0226	Tidak Berdistribusi Normal
ARIMA ([1,2,12],0,0)	>0.1500	Berdistribusi Normal
ARIMA ([1,2,12,23],0,0)	>0.1500	Berdistribusi Normal
ARIMA (0,0,1)	>0.1500	Berdistribusi Normal
ARIMA (0,0,[12])	0.1342	Berdistribusi Normal
ARIMA(0,0,1) (1,0,0)¹²	>0.1500	Berdistribusi Normal

Pada Tabel 4.3 terlihat bahwa dari sembilan model, terdapat 1 model yang memiliki residual tidak berdistribusi normal, yaitu pada model ARIMA $([2,12],0,0)$ karena P -value dari residual untuk model ARIMA $([2,12],0,0)$ kurang dari nilai α yaitu 0,05 sehingga diperoleh keputusan tolak H_0 sehingga disimpulkan residual untuk model ARIMA $([2,12],0,0)$ belum berdistribusi normal. Sehingga model yang terpilih yang telah memenuhi asumsi *white noise* dan berdistribusi normal adalah model ARIMA $(0,0,1)$, ARIMA $([1,2,12],0,0)$, ARIMA $([1,2,12,23],0,0)$, dan ARIMA $(0,0,1) (1,0,0)$ ¹².

4.2.2 Pemilihan Model Terbaik Data Luas Lahan Panen Padi Bersih di Kabupaten Tuban

Setelah dilakukan *diagnostic checking* pada ke sembilan dugaan model, maka selanjutnya adalah memilih model yang terbaik untuk peramalan. Berikut pemilihan model terbaik berdasarkan *in sample* dan *out sample*

a. Berdasarkan data *In sample*

Langkah selanjutnya adalah memilih model terbaik dari model ARIMA $(0,0,1)$, ARIMA $([1,2,12],0,0)$, ARIMA $([1,2,12,23],0,0)$, dan ARIMA $(0,0,1) (1,0,0)$ ¹² berdasarkan data *in sample*. Berikut pemilihan model terbaik berdasarkan data *in sample*.

Tabel 4.4 Kriteria Pemilihan Model Terbaik Dari Data *In Sample*

Model yang diduga	BIC
ARIMA $(0,0,1)$	411.27
ARIMA $([1,2,12],0,0)$	400.90
ARIMA $([1,2,12,23],0,0)$	395.85
ARIMA $(0,0,1) (1,0,0)$ ¹²	405.20

Berdasarkan Tabel 4.4 dapat di lihat bahwa model terbaik dari data *in sample* adalah model ARIMA $([1,2,12,23],0,0)$ yang memiliki nilai BIC paling kecil yaitu sebesar 395.85.

b. Berdasarkan data *Out sample*

Setelah diperoleh model terbaik berdasarkan data *in sample* maka langkah selanjutnya adalah pemilihan model terbaik berdasarkan data *out sample*. Semakin kecil nilai MAPE, MSE dan RMSE dari model ARIMA (0,0,1), ARIMA ([1,2,12],0,0), ARIMA ([1,2,12,23],0,0), dan ARIMA (0,0,1) (1,0,0)¹² akan dipilih sebagai model terbaik berdasarkan data *out sample* yang selanjutnya akan digunakan untuk meramalkan.

Tabel 4.5 Kriteria Pemilihan Model Terbaik Dari Data *Out Sample*

Model yang diduga	MSE	MAPE	RMSE
ARIMA (0,0,1)	37.371.949	445,527%	6.113,26
ARIMA ([1,2,12],0,0)	16.587.015	311%	4.072,716
ARIMA ([1,2,12,23],0,0)	29.680.620,22	242,790%	5.447,992311
ARIMA (0,0,1) (1,0,0)¹²	19.056.280	352,002%	4.365,35

Berdasarkan Tabel 4.5 dapat di lihat bahwa pada model ARIMA ([1,2,12,23],0,0) memiliki nilai MAPE yang paling kecil jika di dibandingkan dengan dua model ARIMA yang lain. Tetapi pada nilai MSE dan RMSE, model ARIMA ([1,2,12],0,0) memiliki nilai kesalahan peramalan yang paling kecil jika di dibandingkan dengan model ARIMA ([1,2,12,23],0,0). Sehingga model terbaik yang digunakan untuk peramalan adalah model ARIMA ([1,2,12],0,0), dapat juga di tuliskan dalam bentuk umum sebagai berikut :

$$Z_t^* = \mu + \phi_1 Z_{t-1}^* + \phi_2 Z_{t-2}^* + \phi_{12} Z_{t-12}^* + a_t$$

Dimana $Z_t^* = \sqrt{Z_t}$ dan Z_t^* merupakan bentuk dari model hasil transformasi. Jika dituliskan model dalam bentuk yang sudah dikembalikan adalah sebagai berikut :

$$Z_t = \mu^2 + 2(\mu\phi_1 Z_{t-1}) + 2(\mu\phi_2 Z_{t-2}) + 2(\mu\phi_{12} Z_{t-12}) + (\phi_1^2 Z_{t-1}^2) + (\phi_2^2 Z_{t-2}^2) + (\phi_{12}^2 Z_{t-12}^2) + 2(\phi_1\phi_2 Z_{t-1} Z_{t-2}) +$$

$$2(\phi_1\phi_{12}Z_{t-1}Z_{t-12}) + 2(\phi_2\phi_{12}Z_{t-2}Z_{t-12}) + 2(\phi_1Z_{t-1}a_t) + 2(\phi_2Z_{t-2}a_t) + 2(\phi_{12}Z_{t-12}a_t) + 2(\mu a_t) + a_t^2$$

Dimana $\phi_1 = 0,45221$, $\phi_2 = -0,38861$, $\phi_{12} = 0,37123$, dan nilai $\mu = 72,58685$. Sehingga model ARIMA ([1,2,12],0,0) menjadi :

$$Z_t = 5268,85 + 2(32,82Z_{t-1}) + 2(-28,21Z_{t-2}) + 2(26,95Z_{t-12}) + (0,20Z_{t-1}^2) + (-0,15Z_{t-2}^2) + (0,14Z_{t-12}^2) + 2(-0,18Z_{t-1}Z_{t-2}) + 2(0,17Z_{t-1}Z_{t-12}) + 2(-0,14Z_{t-2}Z_{t-12}) + 2(0,45Z_{t-1}a_t) + 2(-0,39Z_{t-2}a_t) + 2(0,37Z_{t-12}a_t) + 2(72,59a_t) + a_t^2$$

Model tersebut dapat di artikan bahwa pada peramalan luas lahanpanen padi bersih di Kabupaten Tuban pada periode ke (t) adalah 5268,85 di tambah 2(32,82 peramalan jumlah luas lahan panen padi bersih pada periode ke (t-1)) di tambah 2(-28,21 peramalan jumlah luas lahan panen padi bersih pada periode ke (t-2)) di tambah 2(26,95 peramalan jumlah luas lahan panen padi bersih pada periode ke (t-12)) di tambah 0,20 peramalan jumlah luas lahan panen padi bersih pada periode ke (t-12)² dikurangi dengan 0,15 peramalan jumlah luas lahan panen padi bersih pada periode ke (t-2)² di tambah 0,14 peramalan jumlah luas lahan panen padi bersih pada periode ke (t-12)² dikurangi 2(0,18 peramalan jumlah luas lahan panen padi bersih pada periode ke (t-1) dan peramalan jumlah luas lahan panen padi bersih pada periode ke (t-2) di tambah 2(0,17 peramalan jumlah luas lahan panen padi bersih pada periode ke (t-1) dan peramalan jumlah luas lahan panen padi bersih pada periode ke (t-12) dikurangi 2(0,14 peramalan jumlah luas lahan panen padi bersih pada periode ke (t-2) dan peramalan jumlah luas lahan panen padi bersih pada periode ke (t-12) di tambah 2(0,45 peramalan jumlah luas lahan panen padi bersih pada periode ke (t-1) dan kesalahan peramalan jumlah luas lahan panen padi bersih pada periode ke-t) di kurangi 2(0,37 peramalan jumlah luas lahan panen padi bersih

pada periode ke (t-2) dan kesalahan peramalan jumlah luas lahan panen padi bersih pada periode ke-t) di tambah 2(72,59 kesalahan peramalan jumlah luas lahan panen padi bersih pada periode ke (t)) di tambah kesalahan peramalan jumlah luas lahan panen padi bersih pada periode ke (t)². Model ini akan di gunakan sebagai acuan untuk meramalkan jumlah luas lahan panen padi berish di Kabupaten Tuban pada periode 2014.

4.3 Peramalan Jumlah Luas Lahan Panen Padi Bersih di Kabupaten Tuban

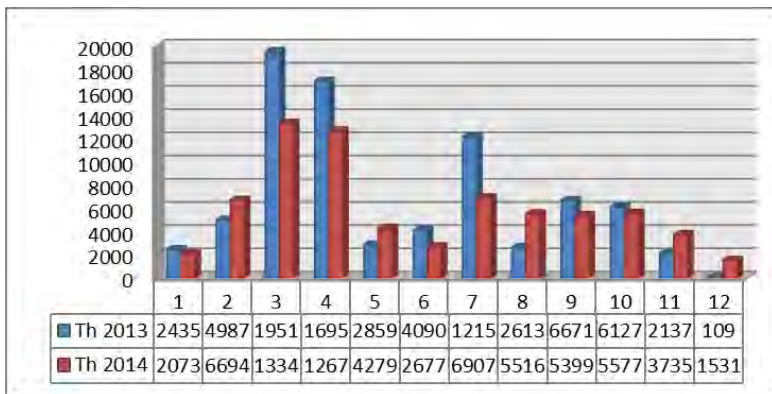
Model terbaik untuk meramalkan jumlah luas lahan panen padi bersih di Kabupaten Tuban adalah model ARIMA ([1,2,12],0,0). Peramalan dilakukan dengan melibatkan seluruh data, sehingga hasil ramalan jumlah luas lahan panen padi bersih di Kabupaten Tuban pada periode 2014 dari model ARIMA ([1,2,12],0,0) adalah sebagai berikut.

Tabel 4.6 Hasil Ramalan jumlah luas lahan panen padi bersih di Kabupaten Tuban pada periode 2014

Periode	Forecast Tahun 2014
Januari	2.072,87
Februari	6.693,86
Maret	13.340,69
April	12.673,67
Mei	4.278,98
Juni	2.676,66
Juli	6.906,84
Agustus	5.516,46
September	5.399,12
Oktober	5.577,37
Nopember	3.735,26
Desember	1.530,55

Berdasarkan Tabel 4.6 dapat diketahui hasil ramalan yang menunjukkan jumlah luas lahan panen padi bersih di Kabupaten Tuban tertinggi terjadi pada bulan Maret 2014 yaitu sebesar 13.340,69 dan yang memiliki jumlah luas lahan panen padi bersih terendah terdapat pada bulan Desember 2014 yaitu sebesar 1.530,55. Jika di dibandingkan dengan tahun sebelum 2013, berikut diagram batang untuk perbandingan jumlah luas lahan padi bersih di Kabupaten Tuban pada tahun 2013 dan tahun 2014.

Berdasarkan Gambar 4.5 dapat diketahui bahwa pada bulan Maret, April, dan Juli terjadi penurunan yang sangat signifikan dari Tahun 2013 sebesar 19.514 pada bulan Maret, 16.959 pada bulan April, dan 12.154 pada bulan Juli, menjadi 13.340,69, 12.673,67, dan 6.906,84 pada tahun 2014, terjadi pen-urunan jumlah luas lahan panen padi bersih sebesar 6.173,31 pada bulan Maret, 4.285,33 pada bulan April, dan 5.247,16 pada bulan Juli pada Tahun 2014.



Gambar 4.5 Diagram Batang Perbandingan Luas Lahan Panen Padi Bersih Tahun 2013 dan Tahun 2014

Dapat dilihat pula pada bulan-bulan lain seperti bulan Februari, Mei, Agustus, November dan pada bulan Desember, terjadi peningkatan jumlah luas lahan panen padi bersih di Kabupaten Tuban dari Tahun 2013 ke Tahun 2014.

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BAB V

KESIMPULAN DAN SARAN

5.1 Kesimpulan

Berikut beberapa kesimpulan yang diperoleh dari pembahasan yang telah dilakukan :

1. Model terbaik dari data luas lahan panen padi bersih adalah model ARIMA $([1,2,12],0,0)$ yang sudah dilakukan uji signifikansi parameter, *diagnostic checking* atau pemeriksaan residual untuk memenuhi asumsi *white noise* dan asumsi residual berdistribusi normal. Berdasarkan pengujian tersebut sudah memenuhi semua asumsi *white noise* dan asumsi residual berdistribusi normal, model ARIMA $([1,2,12],0,0)$ terpilih sebagai model terbaik untuk peramalan.
2. Hasil ramalan untuk data jumlah luas lahan padi bersih di Kabupaten Tuban untuk periode 2014 dari model ARIMA $([1,2,12],0,0)$ dapat diketahui hasil ramalan yang menunjukkan jumlah luas lahan panen padi bersih di Kabupaten Tuban tertinggi terjadi pada bulan Maret 2014 yaitu sebesar 13.340,69 dan yang memiliki jumlah luas lahan panen padi bersih terendah terdapat pada bulan Desember 2014 yaitu sebesar 1.530,55. Jika di dibandingkan dengan tahun sebelum 2013, dapat diketahui bahwa pada bulan Maret, April dan Juli terjadi penurunan yang sangat signifikan dari Tahun 2013 sebesar 19.514 pada bulan Maret, 16.959 pada bulan April, dan 12.154 pada bulan Juli, menjadi 13.340,69, 12.673,67, dan 6.906,84 pada tahun 2014, terjadi penurunan jumlah luas lahan panen padi bersih sebesar 6.173,31 pada bulan Maret, 4.285,33 pada bulan April, dan 5.247,16 pada bulan Juli pada Tahun 2014. Dapat dilihat pula pada bulan-bulan lain seperti bulan Februari, Mei, Agustus, November dan pada bulan Desember, terjadi peningkatan jumlah luas lahan panen padi bersih di Kabupaten Tuban dari Tahun 2013 ke Tahun 2014.

5.2 Saran

Untuk tahun 2014 pada bulan Maret, April dan Juli diindikasikan akan terjadi penurunan yang signifikan pada bulan-bulan tersebut. Sebaiknya dinas pertanian agar dapat mengantisipasi penurunan pada tahun 2014 supaya pada bulan tersebut jumlah luas lahan panen padi bersih di Kabupaten Tuban dapat meningkat, dan juga pada bulan-bulan lain yang mengalami peningkatan pada tahun 2014 agar bisa dipertahankan, supaya pada tahun 2014 Kabupaten Tuban dapat membantu program Indonesia dalam swasembada beras dan juga surplus.

DAFTAR PUSTAKA

- Cryer, D. J. 1986. Time Series Analysis, PWS-KENT Publishing Company, Boston.
- Daniel, W. 1989. Statistika Nonparametrik Terapan. PT. Gramedia : Jakarta.
- Kompas.com,2014<http://bisniskeuangan.kompas.com/read/2013/01/03/16462125/Ini.10.%20%20Provinsi.%20Penghasil%20%20%20.Beras.%20%20%20Tertinggi.di.Indonesia>.
Diakses pada tanggal 2 Februari 2014
- Makridakis, S., Wheelwright, S.C., and McGee, V.E.,1999. Jilid 1 Edisi Kedua, Terjemahan Ir. Hari Suminto. Metode dan Aplikasi Peramalan, Jakarta : Bina Rupa Aksara.
- Wei, W.W.S 2006. Time Series Analysis, Ad5454dison Wesley, CA, Redwood City.

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BIODATA PENULIS



Penulis dilahirkan pada tanggal 27 Mei 1993 di Tuban, Jawa Timur, Indonesia dengan nama lengkap Hasrul Isman dan nama panggilan adalah Hasrul. Sebelum memasuki dunia perkuliahan, penulis juga telah menempuh pendidikan formal sebelum kuliah. Pendidikan formal yang telah ditempuh oleh penulis sebelum memasuki dunia perkuliahan yaitu SDN Sambonggede I, SMP Negeri 5 Tuban dan SMA Negeri 2 Tuban. Pada

tahun 2011, penulis mengikuti Seleksi Penerimaan Mahasiswa Baru Diploma dan dinyatakan sebagai mahasiswa jurusan Statistika FMIPA Institut Teknologi Sepuluh Nopember Surabaya dengan nomer induk mahasiswa NRP 1311 030 026. Dengan motto hidup, "*Menyerah berarti kalah*". Selama perkuliahan, penulis berpartisipasi aktif dalam berbagai kepanitiaan, dan juga pelatihan antara lain dalam kegiatan Station (*Statistic Competition*) tingkat Nasional ada juga pelatihan LKMM PRA-TD, dan juga LKMM TD. Selain partisipasi dalam Berbagai kegiatan dan pelatihan, penulis juga pernah menjabat sebagai Staff Departemen Penelitian dan Pengembangan (LITBANG) Statistika ITS 2012/2013. Apabila pembaca ingin berdiskusi mengenai tugas akhir ini atau materi lain yang berhubungan, penulis dapat dihubungi melalui email : hasrul.isman@gmail.com

DAFTAR LAMPIRAN

	Halaman
Lampiran A Data Jumlah Luas Lahan Panen Padi Bersih di Kabupaten Tuban	39
Lampiran B Syntax SAS Data Jumlah Luas Lahan Panen Padi Bersih di Kabupaten Tuban.....	41
Lampiran C Output SAS Data Jumlah Luas Lahan Panen Padi Bersih di Kabupaten Tuban.....	52

Halaman ini sengaja dikosongkan

LAMPIRAN A. Data Jumlah Luas Lahan Panen Padi Bersih Di Kabupaten Tuban

Tahun	Data	Tahun	Data
2008	500	2011	8664
2008	1895	2011	20898
2008	14290	2011	18888
2008	23743	2011	4973
2008	3114	2011	4347
2008	1628	2011	11867
2008	9013	2011	3674
2008	3606	2011	281
2008	6999	2011	1420
2008	1633	2011	7864
2008	164	2011	2869
2008	2214	2011	736
2009	2832	2012	2667
2009	10964	2012	9460
2009	20562	2012	22478
2009	12640	2012	12960
2009	852	2012	2714
2009	333	2012	4166
2009	9017	2012	9621
2009	4172	2012	4982
2009	5055	2012	6330
2009	3186	2012	3007
2009	150	2012	1064
2009	3253	2012	2854

LAMPIRAN A. Data Jumlah Luas Lahan Panen Padi Bersih Di Kabupaten Tuban (Lanjutan)

2010	1126	2013	2435
2010	6745	2013	4987
2010	8682	2013	19514
2010	22531	2013	16959
2010	11415	2013	2859
2010	1935	2013	4090
2010	5337	2013	12154
2010	5810	2013	2613
2010	5480	2013	6671
2010	7353	2013	6127
2010	3489	2013	2137
2010	2956	2013	109

Lampiran B. Syntax SAS Data Jumlah Luas Lahan Panen Padi Bersih di Kabupaten Tuban

1. Model ARIMA (2,0,0)

```
data ARIMA;
input luaslahan;
datalines;
22.361
43.532
119.541
154.088
55.803
40.348
94.937
60.050
83.660
40.410
12.806
.
.
.
;
proc arima data=ARIMA;
identify var=luaslahan(0);
run;
estimate p=2 method=ml;
forecast out=ramalan lead=12;
run;
outlier maxnum=5 alpha=0.01;
proc print data=ramalan;
run;
proc univariate data=ramalan normal;
var residual;
run;
```

2. Model ARIMA (1,0,0)

```
data ARIMA;
input luaslahan;
datalines;
22.361
43.532
119.541
154.088
55.803
40.348
94.937
60.050
83.660
40.410
12.806
.
.
.
;
proc arima data=ARIMA;
identify var=luaslahan(0);
run;
estimate q=1 method=ml;
forecast out=ramalan lead=12;
run;
outlier maxnum=5 alpha=0.01;
proc print data=ramalan;
run;
proc univariate data=ramalan normal;
var residual;
run;
```

3. Model ARIMA ([1,22],0,0)

```
data ARIMA;
input luaslahan;
datalines;
22.361
43.532
119.541
154.088
55.803
40.348
94.937
60.050
83.660
40.410
12.806
.
.
.
;
proc arima data=ARIMA;
identify var=luaslahan(0);
run;
estimate p=1 method=ml;
forecast out=ramalan lead=12;
run;
outlier maxnum=5 alpha=0.01;
proc print data=ramalan;
run;
proc univariate data=ramalan normal;
var residual;
run;
```

4. Model ARIMA ([2,12,]0,0)

```
data ARIMA;
input luaslahan;
datalines;
22.361
43.532
119.541
154.088
55.803
40.348
94.937
60.050
83.660
40.410
12.806
.
.
.
;
proc arima data=ARIMA;
identify var=luaslahan(0);
run;
estimate p=(2,12) method=ml;
forecast out=ramalan lead=12;
run;
outlier maxnum=5 alpha=0.01;
proc print data=ramalan;
run;
proc univariate data=ramalan normal;
var residual;
run;
```


5. Model ARIMA ([1,2,12],0,0)

```
data ARIMA;
input luaslahan;
datalines;
22.361
43.532
119.541
154.088
55.803
40.348
94.937
60.050
83.660
40.410
12.806
.
.
.
;
proc arima data=ARIMA;
identify var=luaslahan(0);
run;
estimate p=(1,2,12) method=ml;
forecast out=ramalan lead=12;
run;
outlier maxnum=5 alpha=0.01;
proc print data=ramalan;
run;
proc univariate data=ramalan normal;
var residual;
run;
```

6. Model ARIMA ([1,2,12,23],0,0)

```
data ARIMA;
input luaslahan;
datalines;
22.361
43.532
119.541
154.088
55.803
40.348
94.937
60.050
83.660
40.410
12.806
.
.
.
;
proc arima data=ARIMA;
identify var=luaslahan(0);
run;
estimate p=(1,2,12,23) method=ml;
forecast out=ramalan lead=12;
run;
outlier maxnum=5 alpha=0.01;
proc print data=ramalan;
run;

proc univariate data=ramalan normal;
var residual;

run;
```

7. Model ARIMA (0,0,1)

```
data ARIMA;
input luaslahan;
datalines;
22.361
43.532
119.541
154.088
55.803
40.348
94.937
60.050
83.660
40.410
12.806
.
.
.
;
proc arima data=ARIMA;
identify var=luaslahan(0);
run;
estimate q=1 method=ml;
forecast out=ramalan lead=12;
run;
outlier maxnum=5 alpha=0.01;
proc print data=ramalan;
run;
proc univariate data=ramalan normal;
var residual;
run;
```

8. Model ARIMA (0,0,[1,12])

```
data ARIMA;
input luaslahan;
datalines;
22.361
43.532
119.541
154.088
55.803
40.348
94.937
60.050
83.660
40.410
12.806
.
.
.
;
proc arima data=ARIMA;
identify var=luaslahan(0);
run;
estimate q=(1,12) method=ml;
forecast out=ramalan lead=12;
run;
outlier maxnum=5 alpha=0.01;
proc print data=ramalan;
run;
proc univariate data=ramalan normal;
var residual;
run;
```

9. Model ARIMA (0,0,12)

```
data ARIMA;
input luaslahan;
datalines;
22.361
43.532
119.541
154.088
55.803
40.348
94.937
60.050
83.660
40.410
12.806
.
.
.
;
proc arima data=ARIMA;
identify var=luaslahan(0);
run;
estimate q=(12) method=ml;
forecast out=ramalan lead=12;
run;
outlier maxnum=5 alpha=0.01;
proc print data=ramalan;
run;
proc univariate data=ramalan normal;
var residual;
run;
```

10. Model ARIMA (0,0,1) (0,0,1)¹²

```
data ARIMA;
input luaslahan;
datalines;
22.361
43.532
119.541
154.088
55.803
40.348
94.937
60.050
83.660
40.410
12.806
.
.
.
;
proc arima data=ARIMA;
identify var=luaslahan(0);
run;
estimate p=(0) q=(1,12) method=ml;
forecast out=ramalan lead=12;
run;
outlier maxnum=5 alpha=0.01;
proc print data=ramalan;
run;
proc univariate data=ramalan normal;
var residual;
run;
```

11. Model ARIMA (0,0,1) (1,0,0)¹²

```
data ARIMA;
input luaslahan;
datalines;
22.361
43.532
119.541
154.088
55.803
40.348
94.937
60.050
83.660
40.410
12.806
.
.
.
;
proc arima data=ARIMA;
identify var=luaslahan(0);
run;
estimate p=(12) q=1 method=ml;
forecast out=ramalan lead=12;
run;
outlier maxnum=5 alpha=0.01;
proc print data=ramalan;
run;
proc univariate data=ramalan normal;
var residual;
run;
```

Lampiran C. Output SAS Data Jumlah Luas Lahan Panen Padi Bersih di Kabupaten Tuban.

1. Model ARIMA (2,0,0)

```

The ARIMA Procedure

Maximum Likelihood Estimation

Parameter      Standard      Approx
               Estimate    Error    t Value    Pr > |t|    Lag

MU             72.90505    4.39565    16.59    <.0001    0
AR1,1          0.52562    0.11934    4.40    <.0001    1
AR1,2         -0.43670    0.11927    -3.66    0.0003    2

Constant Estimate    66.42186
Variance Estimate    958.3991
Std Error Estimate    30.95802
AIC                   585.6778
SBC                   591.9608
Number of Residuals    60

Autocorrelation Check of Residuals

To      Chi-      Pr >
Lag     Square    DF   ChiSq -----Autocorrelations-----

6       5.26     4   0.2618  0.016 -0.053  0.060 -0.123 -0.027 -0.234
12      19.47    10  0.0347 -0.085 -0.194 -0.001  0.093 -0.021  0.365
18      25.12    16  0.0678  0.108 -0.057  0.053 -0.180 -0.079 -0.103
24      35.52    22  0.0341 -0.075 -0.072 -0.116  0.103  0.149  0.217

Tests for Normality

Test      --Statistic--  -----p Value-----

Shapiro-Wilk      W   0.980361  Pr < W   0.4440
Kolmogorov-Smirnov D   0.069005  Pr > D   >0.1500
Cramer-von Mises  W-Sq 0.054621  Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling  A-Sq 0.348188  Pr > A-Sq >0.2500

```


2. Model ARIMA (1,0,0)

The ARIMA Procedure

Maximum Likelihood Estimation

Parameter	Standard Estimate	Approx Error	t Value	Pr > t	Lag
MU	71.79467	6.93855	10.35	<.0001	0
AR1,1	0.37141	0.12175	3.05	0.0023	1

Constant Estimate 45.12912
Variance Estimate 1166.187
Std Error Estimate 34.14948
AIC 596.0766
SBC 600.2653
Number of Residuals 60

Autocorrelation Check of Residuals

To Lag	Chi-Square	Pr > DF	ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	13.59	5	0.0185	0.153	-0.363	-0.186	0.013	0.111	-0.090
12	24.48	11	0.0109	-0.114	-0.155	-0.028	0.002	0.018	0.325
18	29.35	17	0.0314	0.153	-0.078	-0.079	-0.145	-0.013	0.049
24	43.83	23	0.0055	0.007	-0.132	-0.189	0.040	0.201	0.225

Tests for Normality

Test	Statistic	p Value
Shapiro-Wilk	W 0.968907	Pr < W 0.1290
Kolmogorov-Smirnov	D 0.062415	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.04916	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.399405	Pr > A-Sq >0.2500

3. Model ARIMA ([1,22],0,0)

Maximum Likelihood Estimation									
Parameter	Standard Estimate	Approx Error	t Value	Pr > t	Lag				
MU	71.01156	10.84487	6.55	<.0001	0				
AR1,1	0.30487	0.10539	2.89	0.0038	1				
AR1,2	0.40989	0.11566	3.54	0.0004	12				
Constant Estimate		20.25505							
Variance Estimate		962.0842							
Std Error Estimate		31.01748							
AIC		587.9884							
SBC		594.2715							
Number of Residuals		60							
Autocorrelation Check of Residuals									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	17.91	4	0.0013	0.144	-0.405	-0.183	0.129	0.182	-0.089
12	23.26	10	0.0098	-0.150	-0.112	0.098	0.095	-0.113	-0.084
18	25.67	16	0.0589	0.042	0.043	-0.010	-0.129	-0.011	0.088
24	32.89	22	0.0634	0.009	-0.085	-0.149	0.044	0.163	0.123
Tests for Normality									
Test	--Statistic--	-----p Value-----							
Shapiro-Wilk	W	0.97115	Pr < W	0.1661					
Kolmogorov-Smirnov	D	0.091368	Pr > D	>0.1500					
Cramer-von Mises	W-Sq	0.06279	Pr > W-Sq	>0.2500					
Anderson-Darling	A-Sq	0.421458	Pr > A-Sq	>0.2500					

4. Model ARIMA ([2,12],0,0)

Maximum Likelihood Estimation									
Parameter	Standard Estimate	Error	Approx t Value	Pr > t	Lag				
MU	72.65086	4.67585	15.54	<.0001	0				
AR1,1	-0.22689	0.10573	-2.15	0.0319	2				
AR1,2	0.44886	0.11565	3.88	0.0001	12				
Constant Estimate		56.52416							
Variance Estimate		1011.102							
Std Error Estimate		31.79783							
AIC		591.3741							
SBC		597.6572							
Number of Residuals		60							
Autocorrelation Check of Residuals									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	14.24	4	0.0066	0.392	-0.114	-0.168	0.013	0.059	-0.154
12	22.67	10	0.0120	-0.237	-0.176	0.067	0.092	-0.090	-0.096
18	28.33	16	0.0289	0.104	0.125	-0.011	-0.174	-0.104	-0.020
24	41.04	22	0.0081	-0.072	-0.120	-0.119	0.086	0.212	0.204
Tests for Normality									
Test	--Statistic--		----p Value-----						
Shapiro-Wilk	W	0.967356	Pr < W	0.1082					
Kolmogorov-Smirnov	D	0.12337	Pr > D	0.0226					
Cramer-von Mises	W-Sq	0.118571	Pr > W-Sq	0.0646					
Anderson-Darling	A-Sq	0.688601	Pr > A-Sq	0.0725					

5. Model ARIMA ([1,2,12],0,0)

The ARIMA Procedure

Maximum Likelihood Estimation

Parameter	Standard Estimate	Error	Approx t Value	Pr > t	Lag
MU	72.58685	5.60670	12.95	<.0001	0
AR1,1	0.45221	0.10379	4.36	<.0001	1
AR1,2	-0.38861	0.10336	-3.76	0.0002	2
AR1,3	0.37123	0.10335	3.59	0.0003	12

Constant Estimate	41.02375
Variance Estimate	787.0414
Std Error Estimate	28.05426
AIC	577.3117
SBC	585.6891
Number of Residuals	60

Autocorrelation Check of Residuals

To Lag	Chi-Square	ChiSq	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----						
6	2.69	3	0.4424	0.027	-0.092	0.044	-0.013	0.048	-0.162		
12	5.92	9	0.7475	-0.066	-0.136	0.054	0.057	-0.121	-0.022		
18	9.07	15	0.8738	-0.040	0.018	0.115	-0.123	-0.077	-0.035		
24	14.59	21	0.8428	-0.045	-0.028	-0.106	0.074	0.128	0.140		

Tests for Normality

Test	--Statistic--	----p Value-----
Shapiro-Wilk	W 0.974072	Pr < W 0.2298
Kolmogorov-Smirnov	D 0.071197	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.047529	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.365871	Pr > A-Sq >0.2500

6. Model ARIMA ([1,2,12,23],0,0)

The ARIMA Procedure

Maximum Likelihood Estimation

Parameter	Standard Estimate	Approx Error	t Value	Pr > t	Lag
MU	71.87025	7.59833	9.46	<.0001	0
AR1,1	0.38113	0.10053	3.79	0.0001	1
AR1,2	-0.28710	0.09074	-3.16	0.0016	2
AR1,3	0.31523	0.09383	3.36	0.0008	12
AR1,4	0.31455	0.11035	2.85	0.0044	23

Constant Estimate 19.84939
Variance Estimate 674.5114
Std Error Estimate 25.97136
AIC 572.7114
SBC 583.1831
Number of Residuals 60

Autocorrelation Check of Residuals

To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----							
6	3.91	2	0.1417	-0.035	-0.142	0.041	0.030	0.139	-0.124		
12	9.19	8	0.3267	-0.007	-0.107	0.101	0.088	-0.200	-0.038		
18	11.21	14	0.6696	-0.026	-0.010	0.065	-0.127	0.052	-0.012		
24	14.95	20	0.7793	-0.067	-0.042	-0.082	0.149	-0.052	0.029		

Tests for Normality

Test	--Statistic--	-----p Value-----
Shapiro-Wilk	W 0.978759	Pr < W 0.3783
Kolmogorov-Smirnov	D 0.0828	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.052895	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.364954	Pr > A-Sq >0.2500

7. Model ARIMA (0,0,1)

The ARIMA Procedure

Maximum Likelihood Estimation

Parameter	Standard Estimate	Approx Error	t Value	Pr > t	Lag
MU	72.06016	6.71773	10.73	<.0001	0
MA1,1	-0.69063	0.09726	-7.10	<.0001	1

Constant Estimate 72.06016
 Variance Estimate 970.8424
 Std Error Estimate 31.15834
 AIC 585.5765
 SBC 589.7652
 Number of Residuals 60

Autocorrelation Check of Residuals

To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	4.97	5	0.4193	-0.069	-0.125	-0.142	-0.040	0.107	-0.147
12	14.91	11	0.1867	-0.037	-0.168	-0.017	0.045	-0.033	0.313
18	18.22	17	0.3748	0.091	-0.064	-0.004	-0.165	0.007	-0.004
24	27.33	23	0.2420	-0.008	-0.087	-0.158	0.064	0.136	0.191

Tests for Normality

Test	--Statistic--	-----p Value-----
Shapiro-Wilk	W 0.976908	Pr < W 0.3121
Kolmogorov-Smirnov	D 0.076903	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.055521	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.349994	Pr > A-Sq >0.2500

8. Model ARIMA (0,0,[1,12])

Maximum Likelihood Estimation

Parameter	Standard Estimate	Approx Error	t Value	Pr > t	Lag
MU	72.03355	6.93531	10.39	<.0001	0
MA1,1	-0.61567	0.10591	-5.81	<.0001	1
MA1,2	-0.20343	0.11302	-1.80	0.0719	12

Constant Estimate 72.03355
 Variance Estimate 942.33
 Std Error Estimate 30.69739
 AIC 585.483
 SBC 591.766
 Number of Residuals 60

Autocorrelation Check of Residuals

To Lag	Chi-Square	Pr > DF	ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	5.92	4	0.2048	-0.021	-0.190	-0.143	0.001	0.118	-0.136
12	10.63	10	0.3869	-0.084	-0.161	0.030	0.061	-0.049	0.154
18	16.73	16	0.4034	0.192	-0.078	0.008	-0.174	0.004	0.034
24	25.85	22	0.2581	-0.040	-0.058	-0.182	0.077	0.148	0.163

Tests for Normality

Test	--Statistic--	-----p Value-----
Shapiro-Wilk	W 0.972487	Pr < W 0.1928
Kolmogorov-Smirnov	D 0.089633	Pr > D >0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.064082	Pr > W-Sq >0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.424547	Pr > A-Sq >0.2500

9. Model ARIMA (0,0,[12])

The ARIMA Procedure									
Maximum Likelihood Estimation									
Parameter	Standard Estimate	Approx Error	t Value	Pr > t	Lag				
MU	72.32623	5.47253	13.22	<.0001	0				
MA1,1	-0.29834	0.14442	-2.07	0.0388	12				
Constant Estimate					72.32623				
Variance Estimate					1185.688				
Std Error Estimate					34.43382				
AIC					598.0418				
SBC					602.2305				
Number of Residuals					60				
Autocorrelation Check of Residuals									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	18.01	5	0.0029	0.344	-0.284	-0.245	0.024	0.094	-0.111
12	24.69	11	0.0101	-0.219	-0.182	0.025	0.077	-0.006	0.075
18	29.83	17	0.0276	0.146	0.060	-0.064	-0.168	-0.058	0.040
24	47.75	23	0.0018	-0.024	-0.150	-0.177	0.044	0.238	0.258
Tests for Normality									
Test	--Statistic--		-----p Value-----						
Shapiro-Wilk	W	0.961828	Pr < W	0.0578					
Kolmogorov-Smirnov	D	0.100555	Pr > D	0.1342					
Cramer-von Mises	W-Sq	0.116166	Pr > W-Sq	0.0702					
Anderson-Darling	A-Sq	0.716488	Pr > A-Sq	0.0608					

10. Model ARIMA (0,0,1) (0,0,1)¹²

The ARIMA Procedure									
Maximum Likelihood Estimation									
Parameter	Standard Estimate	Error	Approx t Value	Pr > t	Lag				
MU	71.81928	8.76179	8.20	<.0001	0				
MA1,1	-0.63088	0.10290	-6.13	<.0001	1				
AR1,1	0.39881	0.12449	3.20	0.0014	12				
Constant Estimate			43.17688						
Variance Estimate			834.2431						
Std Error Estimate			28.88327						
AIC			579.3696						
SBC			585.6526						
Number of Residuals			60						
Autocorrelation Check of Residuals									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	7.44	4	0.1142	-0.070	-0.195	-0.155	0.082	0.149	-0.130
12	12.09	10	0.2793	-0.093	-0.141	0.111	0.083	-0.097	-0.078
18	15.72	16	0.4725	0.130	0.019	0.016	-0.144	-0.012	0.074
24	21.14	22	0.5120	-0.045	-0.029	-0.156	0.070	0.130	0.080
Tests for Normality									
Test	--Statistic--		----p Value----						
Shapiro-Wilk	W	0.982415	Pr < W	0.5387					
Kolmogorov-Smirnov	D	0.061205	Pr > D	>0.1500					
Cramer-von Mises	W-Sq	0.036175	Pr > W-Sq	>0.2500					
Anderson-Darling	A-Sq	0.250336	Pr > A-Sq	>0.2500					

11. Model ARIMA (0,0,1) (1,0,0)¹²

The ARIMA Procedure									
Maximum Likelihood Estimation									
Parameter	Standard Estimate	Approx Error	t Value	Pr > t	Lag				
MU	72.03355	6.93531	10.39	<.0001	0				
MA1,1	-0.61567	0.10591	-5.81	<.0001	1				
MA1,2	-0.20343	0.11302	-1.80	0.0719	12				
Constant Estimate		72.03355							
Variance Estimate		942.33							
Std Error Estimate		30.69739							
AIC		585.483							
SBC		591.766							
Number of Residuals		60							
Autocorrelation Check of Residuals									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	5.92	4	0.2048	-0.021	-0.190	-0.143	0.001	0.118	-0.136
12	10.63	10	0.3869	-0.084	-0.161	0.030	0.061	-0.049	0.154
18	16.73	16	0.4034	0.192	-0.078	0.008	-0.174	0.004	0.034
24	25.85	22	0.2581	-0.040	-0.058	-0.182	0.077	0.148	0.163
Tests for Normality									
Test	--Statistic--		----p Value----						
Shapiro-Wilk	W	0.972487	Pr < W	0.1928					
Kolmogorov-Smirnov	D	0.089633	Pr > D	>0.1500					
Cramer-von Mises	W-Sq	0.064082	Pr > W-Sq	>0.2500					
Anderson-Darling	A-Sq	0.424547	Pr > A-Sq	>0.2500					