



**TUGAS AKHIR - SS 145561**

**PERAMALAN NILAI TUKAR PETANI DI JAWA TIMUR  
MENGUNAKAN ARIMA *BOX JENKINS***

**Dina Widya Yunita**  
NRP 10611500000023

Pembimbing  
Dr. Wahyu Wibowo, S.Si., M.Si

Program Studi Diploma III  
Departemen Statistika Bisnis  
Fakultas Vokasi  
Institut Teknologi Sepuluh Nopember  
Surabaya 2018





**TUGAS AKHIR - SS 145561**

**PERAMALAN NILAI TUKAR PETANI DI JAWA TIMUR  
MENGUNAKAN ARIMA *BOX JENKINS***

**Dina Widya Yunita**  
**NRP 1061150000023**

**Pembimbing**  
**Dr. Wahyu Wibowo, S.Si., M.Si**

**Program Studi Diploma III**  
**Departemen Statistika Bisnis**  
**Fakultas Vokasi**  
**Institut Teknologi Sepuluh Nopember**  
**Surabaya 2018**





**FINAL PROJECT - SS 145561**

**TIME SERIES FORECASTING FARMER'S TERMS  
OF TRADE IN EAST JAVA USING ARIMA BOX  
JENKINS**

**Dina Widya Yunita**  
NRP 1061150000023

Supervisor  
Dr. Wahyu Wibowo, S.Si., M.Si

Study Programme of Diploma III  
Department Of Business Statistics  
Faculty of Vocations  
Institut Teknologi Sepuluh Nopember  
Surabaya 2018

**LEMBAR PENGESAHAN**

**PERAMALAN NILAI TUKAR PETANI DI JAWA TIMUR  
MENGUNAKAN ARIMA BOX JENKINS**

**TUGAS AKHIR**

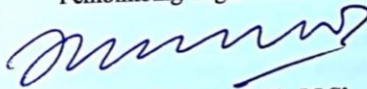
Diajukan untuk Memenuhi Salah Satu Syarat  
Memperoleh Gelar Ahli Madya pada  
Departemen Statistika Bisnis  
Fakultas Vokasi  
Institut Teknologi Sepuluh Nopember

Oleh :

**DINA WIDYA YUNITA**  
**NRP 1061150000023**

SURABAYA, 5 JUNI 2018

Menyetujui,  
Pembimbing Tugas Akhir



Dr. Wahyu Wibowo, S.Si., M.Si  
NIP. 19740328 199802 1 001



Dr. Wahyu Wibowo, S.Si., M.Si  
NIP. 19740328 199802 1 001

# PERAMALAN NILAI TUKAR PETANI DI JAWA TIMUR MENGUNAKAN ARIMA BOX JENKINS

**Nama Mahasiswa** : Dina Widya Yunita  
**NRP** : 1061150000023  
**Departemen** : Statistika Bisnis Fakultas Vokasi ITS  
**Dosen Pembimbing** : Dr. Wahyu Wibowo, S.Si., M.Si

## Abstrak

Daya beli merupakan kemampuan membayar untuk memperoleh barang yang diperlukan. Salah satu indikator untuk mengukur daya beli pada sektor pertanian yaitu Nilai Tukar Petani (NTP). NTP merupakan rasio antara indeks harga yang diterima petani (Id) dengan indeks harga yang dibayar petani (Ib). Nilai Tukar Petani (NTP) digunakan untuk mengukur daya tukar/daya beli pendapatan petani terhadap pengeluaran petani. NTP dari waktu ke waktu diharapkan selalu mengalami kenaikan, akan tetapi pada periode 2013 – 2017 di Provinsi Jawa Timur kondisi NTP mengalami fluktuasi. ARIMA merupakan analisis data berbasis time series yang digunakan untuk meramalkan data pada masa depan. Untuk menggambarkan kondisi NTP pada masa yang akan datang dilakukan peramalan Nilai Tukar Petani dimasa mendatang dan dapat dijadikan sebagai masukan dalam pengambilan keputusan pemerintah Provinsi Jawa Timur guna meningkatkan indeks Nilai Tukar Petani (NTP) di Provinsi Jawa Timur. Data yang digunakan yaitu data Nilai Tukar Petani (NTP) di Provinsi Jawa Timur. Hasil Peramalan Nilai Tukar Petani yang paling tinggi terjadi pada bulan November 2018, sedangkan nilai peramalan yang paling rendah terjadi pada bulan Mei 2018. Model terbaik untuk meramalkan Nilai Tukar Petani (NTP) di Provinsi Jawa Timur adalah, 0,1 ARIMA (0,1[1,6])(0,0,1)<sup>12</sup>.

**Kata Kunci** : ARIMA , Nilai Tukar Petani, *Time Series*.





# TIME SERIES FORECASTING FARMER'S TERMS OF TRADE IN EAST JAVA USING ARIMA BOX JENKINS

**Name** : Dina Widya Yunita  
**NRP** : 1061150000023  
**Departement** : Statistika Bisnis Fakultas Vokasi ITS  
**Supervisor** : Dr. Wahyu Wibowo, S.Si., M.Si

## Abstract

*Purchasing power is the ability to pay to obtain the required goods. One indicator to measure purchasing power in agriculture sector is Farmer's Terms of Trade (FTT). FTT is the ratio between the price index received by the farmer (Id) and the price index paid by the farmer (Ib). Farmer's Terms of Trade (FTT) is used to measure farmer's income / purchasing power to farmer expenditure. FTT from time to time is expected to always increase, but in the period 2013 - 2017 in East Java Province FTT became very fluctuate. ARIMA is a time series data analysis used to forecast data in the future. To illustrate the future condition of FTT, the forecasting of Farmer's Terms of Trade in the future can be used as input in decision making of East Java Provincial Government to increase the index of Farmer's Terms of Trade (FTT) in East Java Province. The data used are Farmer's Terms of Trade (FTT) data in East Java Province. The Highest Farm Forecasting Forecast Results occurred in November 2018, as the lowest forecasting value occurred in May 2018. The best model to predict the index of Farmer's Terms of Trade (FTT) in East Java Province is ARIMA (0,1[1,6])(0,0,1)<sup>12</sup>.*

**Keywords :** ARIMA, Farmer's Terms of Trade, Time Series



## KATA PENGANTAR

Puji syukur penulis panjatkan kepada Allah SWT yang telah memberikan rahmat, nikmat dan ridho-Nya sehingga penulis dapat menyelesaikan Tugas Akhir yang berjudul **“Peramalan Nilai Tukar Petani Di Jawa Timur Menggunakan Arima Box Jenkins”**.

Penulis menyadari bahwa dalam penyusunan Tugas Akhir ini tidak terlepas dari bantuan, bimbingan, dan dukungan dari berbagai pihak. Oleh karena itu, penulis ingin menyampaikan terima kasih sebesar-besarnya kepada :

1. Bapak, ibu, dan Dini Apriliani, serta keluarga besar yang selalu menjadi penyemangat penulis dalam menyelesaikan tugas akhir. Terima kasih atas motivasi dan doa disetiap perjalanan hidup penulis hingga sampai step yang penulis lalui sekarang.
2. Bapak Dr. Wahyu Wibowo, S.Si., M.Si., selaku dosen pembimbing dan Kepala Departemen Statistika Bisnis yang selalu sabar dalam membimbing dan memberi arahan, saran, serta dukungan bagi penulis hingga dapat menyelesaikan Tugas Akhir ini.
3. Ibu Ir. Mutiah Salamah, M.Kes selaku dosen wali, dosen penguji, dan validator yang telah memberikan motivasi dan saran untuk Tugas Akhir ini.
4. Ibu Dra. Sri Mumpuni Retnaningsih, MT selaku dosen penguji yang telah memberikan motivasi dan saran untuk Tugas Akhir ini.
5. Ibu Ir. Sri Pingit Wulandari, M.Si selaku Kepala Program Studi Diploma III yang telah memberi semua informasi dan memberi motivasi penulis selama menjadi mahasiswa.
6. Bapak Dr. Brodjol Sutijo Suprih Ulama, M.Si selaku dosen mata kuliah peramalan dan Sekretaris Departemen Statistika Bisnis yang senantiasa memberikan masukan dalam penyelesaian Tugas Akhir ini.
7. Seluruh dosen Departemen Statistika Bisnis ITS yang telah memberikan bekal ilmu dan pengalaman, beserta seluruh

karyawan Departemen Statistika Bisnis ITS yang telah membantu kelancaran dan kemudahan kepada penulis.

8. Firyal, Icha, dan Laily yang senantiasa mendengarkan keluh kesah penulis dan memberikan semangat sampai dengan sekarang.
9. Sahabat indekos, Lussy, Malinda yang telah membantu, memberi semangat, dan menemani selama masa kuliah.
10. Annisa Raina N. T. yang selalu memberikan semangat dan mau mendengarkan keluh kesah penulis selama 3 tahun kuliah.
11. Keluarga besar HEROES yang telah memberikan pembelajaran selama penulis menempuh masa perkuliahan, serta memberikan pengalaman dan kenangan yang berharga bagi penulis.
12. Semua pihak yang telah memberikan dukungan kepada penulis yang tidak dapat disebutkan satu persatu.

Penulis sangat mengharapkan kritik dan saran yang bersifat membangun untuk perbaikan demi kesempurnaan Tugas Akhir ini. Semoga Tugas Akhir ini memberikan manfaat dan dapat menambah wawasan keilmuan bagi semua pihak.

Surabaya, 5 Juni 2018

Penulis

## DAFTAR ISI

	Halaman
<b>HALAMAN JUDUL</b> .....	i
<b>TITLE PAGE</b> .....	iii
<b>LEMBAR PENGESAHAN</b> .....	iv
<b>ABSTRAK</b> .....	v
<b>ABSTRACT</b> .....	vi
<b>KATA PENGANTAR</b> .....	vii
<b>DAFTAR ISI</b> .....	ix
<b>DAFTAR TABEL</b> .....	xi
<b>DAFTAR GAMBAR</b> .....	xii
<b>DAFTAR LAMPIRAN</b> .....	xiii
<b>BAB I PENDAHULUAN</b>	
1.1 Latar Belakang .....	1
1.2 Rumusan Masalah .....	3
1.3 Tujuan Penelitian .....	3
1.4 Manfaat Penelitian .....	3
1.5 Batasan Masalah .....	4
<b>BAB II TINJAUAN PUSTAKA</b>	
2.1 Analisis <i>Time Series</i> .....	5
2.2 ARIMA <i>Box-Jenkins</i> .....	5
2.2.1 Idenstifikasi Model .....	5
2.2.2 Estimasi dan Pengujian Parameter .....	12
2.2.3 Uji Asumsi Residual .....	14
2.2.4 Pemilihan Model Terbaik .....	16
2.3 Nilai Tukar Petani .....	16
<b>BAB III METODOLOGI PENELITIAN</b>	
3.1 Sumber Data .....	19
3.2 Variabel Penelitian .....	19
3.3 Langkah Analisis .....	19
<b>BAB IV ANALISIS DAN PEMBAHASAN</b>	
4.1 Karakteristik Data .....	23

4.2	Pemodelan Nilai Tukar Petani di Provinsi Jawa Timur .....	25
4.2.1	Identifikasi Model ARIMA Pada Data Nilai Tukar Petani di Provinsi Jawa Timur .....	26
4.2.2	Estimasi dan Pengujian Signifikansi Parameter .....	29
4.2.3	Pengujian Asumsi <i>White Noise</i> .....	30
4.2.4	Pengujian Asumsi Distribusi Normal.....	32
4.2.5	Pemilihan Model Terbaik Pada Data Nilai Tukar Petani.....	33
<b>BAB V KESIMPULAN DAN SARAN</b>		
5.1	Kesimpulan .....	35
5.2	Saran .....	35
<b>LAMPIRAN</b>		
<b>DAFTAR PUSTAKA</b>		

## DAFTAR TABEL

	Halaman
<b>Tabel 2.1</b> Model ARIMA.....	6
<b>Tabel 2.2</b> Transformasi .....	10
<b>Tabel 3.1</b> Struktur Data .....	19
<b>Tabel 4.1</b> Model Sementara pada Data NTP .....	29
<b>Tabel 4.2</b> Hasil Pengujian Parameter .....	29
<b>Tabel 4.3</b> Hasil Pengujian Residual <i>White Noise</i> .....	31
<b>Tabel 4.4</b> Hasil Pengujian Residual Berdistribusi Normal .....	32
<b>Tabel 4.5</b> Pemilihan Model Terbaik.....	33
<b>Tabel 4.6</b> Hasil Prediksi pada Nilai Tukar Petani di Provinsi Jawa Timur.....	34





## DAFTAR GAMBAR

	Halaman
<b>Gambar 2.1</b> Jenis Pola ACF dan PACF .....	7
<b>Gambar 3.1</b> Diagram Alir Penelitian .....	21
<b>Gambar 4.1</b> Karakteristik Data NTP.....	23
<b>Gambar 4.2</b> <i>Box-plot</i> Data NTP.....	24
<b>Gambar 4.3</b> <i>Time Series Plot</i> .....	25
<b>Gambar 4.4</b> Plot <i>Box-Cox</i> Data <i>In sample</i> NTP.....	26
<b>Gambar 4.5</b> Plot ACF Data <i>In sample</i> NTP.....	27
<b>Gambar 4.6</b> Plot ACF Data <i>In sample</i> NTP Setelah <i>Differencing</i> .....	27
<b>Gambar 4.7</b> Plot PACF Data <i>In sample</i> NTP Setelah <i>Differencing</i> .....	28



## DAFTAR LAMPIRAN

	Halaman
<b>Lampiran 1</b> Data Nilai Tukar Petani.....	37
<b>Lampiran 2.1</b> <i>Output Minitab Autocorrelation Function</i> Sebelum <i>Differencing</i> .....	38
<b>Lampiran 2.2</b> <i>Output Minitab Autocorrelation Function</i> Sesudah <i>Differencing</i> .....	40
<b>Lampiran 3</b> <i>Output Minitab Partial Autocorrelation</i> <i>Function</i> sesudah <i>differencing</i> .....	42
<b>Lampiran 4.1</b> <i>Syntax SAS</i> Pengujian Model ARIMA ([1],1,0)(0,0,1) <sup>12</sup> .....	44
<b>Lampiran 4.2</b> <i>Syntax SAS</i> Pengujian Model ARIMA ([6],1,0)(0,0,1) <sup>12</sup> .....	45
<b>Lampiran 4.3</b> <i>Syntax SAS</i> Pengujian Model ARIMA ([1,6],1,0)(0,0,1) <sup>12</sup> .....	46
<b>Lampiran 4.4</b> <i>Syntax SAS</i> Pengujian Model ARIMA (0,1,[1])(0,0,1) <sup>12</sup> .....	47
<b>Lampiran 4.5</b> <i>Syntax SAS</i> Pengujian Model ARIMA (0,1,[6])(0,0,1) <sup>12</sup> .....	48
<b>Lampiran 4.6</b> <i>Syntax SAS</i> Pengujian Model ARIMA (0,1,[1,6])(0,0,1) <sup>12</sup> .....	49
<b>Lampiran 5.1</b> <i>Output SAS</i> Hasil Pengujian ARIMA ([1],1,0)(0,0,1) <sup>12</sup> .....	50
<b>Lampiran 5.2</b> <i>Output SAS</i> Hasil Pengujian ARIMA ([6],1,0)(0,0,1) <sup>12</sup> .....	50
<b>Lampiran 5.3</b> <i>Output SAS</i> Hasil Pengujian ARIMA ([1,6],1,0)(0,0,1) <sup>12</sup> .....	51
<b>Lampiran 5.4</b> <i>Output SAS</i> Hasil Pengujian ARIMA (0,1,[1])(0,0,1) <sup>12</sup> .....	51
<b>Lampiran 5.5</b> <i>Output SAS</i> Hasil Pengujian ARIMA (0,1,[6])(0,0,1) <sup>12</sup> .....	52

<b>Lampiran 5.6</b>	<i>Output SAS Hasil Pengujian ARIMA</i> $(0,1,[1,6])(0,0,1)^{12}$ .....	52
<b>Lampiran 6</b>	Surat Keterangan Permohonan Pengambilan Data.....	53
<b>Lampiran 7</b>	Surat Keaslian Data.....	55





# **BAB I**

## **PENDAHULUAN**

### **1.1 Latar Belakang**

Daya beli merupakan kemampuan konsumen membeli banyaknya jumlah barang yang diminta pada suatu pasar tertentu, dengan tingkat harga tertentu, pada tingkat pendapatan tertentu, dalam periode tertentu (Putong, 2003). Konsumen dengan daya beli rendah atau memiliki pendapatan yang relatif kecil, akan mengkonsumsi produk dengan harga yang relatif murah dengan jumlah yang relatif sedikit agar dapat memenuhi kebutuhannya. Pendapatan didefinisikan sebagai banyaknya penerimaan yang dinilai dengan satuan mata uang yang dapat dihasilkan seseorang dalam periode tertentu. Salah satu indikator untuk mengukur daya beli pada sektor pertanian yaitu Nilai Tukar Petani (NTP).

Nilai Tukar Petani (NTP) merupakan perbandingan antara indeks harga yang diterima petani (Id) dengan indeks harga yang dibayar petani (Ib), dimana Id menunjukkan fluktuasi harga barang-barang yang dihasilkan petani sementara Ib menggambarkan harga barang-barang yang dikonsumsi petani termasuk barang yang diperlukan untuk memproduksi hasil pertanian. Peningkatan indeks harga yang diterima petani merupakan hasil dari kebijakan Kementerian Pertanian dalam upaya perlindungan harga komoditas pertanian, sedangkan peningkatan indeks harga yang dibayar petani merupakan hasil kebijakan diluar kendali Kementerian Pertanian. Peningkatan NTP dapat dilakukan dengan cara meningkatkan indeks harga yang diterima petani, namun hal ini dapat memacu inflasi. Oleh sebab itu, untuk meningkatkan NTP perlu diupayakan agar indeks harga yang dibayar petani peningkatannya tidak terlalu progresif. Nilai Tukar Petani (NTP) digunakan untuk mengukur daya tukar/daya beli pendapatan petani terhadap pengeluaran petani (Kementan, 2015). Indeks harga yang diterima petani terdiri beberapa kelompok antara lain yaitu tanaman pangan, tanaman hortikultura, tanaman perkebunan rakyat, peternakan, dan

perikanan, sedangkan pada indeks harga yang dibayar petani terdiri dari kelompok Konsumsi Rumah Tangga (KRT), Biaya Produksi dan Penambahan Barang Modal (BPPBM).

Indeks harga yang diterima petani terdiri dari beberapa komoditas. Beberapa jenis tanaman yang termasuk dalam komoditas tanaman pangan yaitu padi dan palawija. Pada komoditas tanaman hortikultura yang termasuk kedalam jenisnya yaitu sayur-sayuran dan buah-buahan. Komoditas tanaman perkebunan terdiri dari perkebunan rakyat seperti karet, kopi, dll. Komoditas peternakan terdiri dari ternak besar (sapi dan kerbau), ternak kecil (kambing dan domba), unggas (ayam, dan itik), dan hasil ternak (susu dan telur). Komoditas perikanan terdiri dari penangkapan (tuna, cakalang, dll) dan budidaya (gurame, mas, dll). Selain itu indeks harga yang dibayar petani juga terdiri dari dua kelompok yaitu konsumsi dan sarana produksi. Beberapa jenis pengeluaran yang termasuk dalam kelompok konsumsi yaitu bahan makanan, perumahan, sandang, kesehatan, pendidikan, rekreasi, olahraga, transportasi dan komunikasi. Jenis pengeluaran yang terdapat pada kelompok sarana produksi antara lain yaitu bibit, obat, pupuk, transportasi, sewa lahan, pajak, penambahan barang modal, dan upah buruh.

NTP berfluktuasi dari waktu ke waktu, dimana keadaan NTP di Provinsi Jawa Timur selama periode 2013 sampai dengan 2017 secara rata-rata mengalami peningkatan hingga tahun 2015, namun kemudian mengalami penurunan dari 104,83 pada tahun 2015 menjadi 104,62 pada tahun 2016 kemudian 104,09 pada tahun 2017. Padahal yang diharapkan seharusnya NTP dari waktu ke waktu selalu mengalami kenaikan. Oleh karena itu, digunakan metode peramalan untuk menggambarkan NTP pada masa depan. Metode peramalan yang digunakan dalam penelitian ini yaitu metode ARIMA. ARIMA merupakan analisis data berbasis *time series* yang digunakan untuk meramalkan data pada masa depan. Penelitian sebelumnya mengenai peramalan Nilai Tukar Petani pernah dilakukan oleh Oktaviani (2016) yang berjudul Peramalan Nilai Tukar Petani Provinsi Jawa Tengah dengan Metode Berkala



ARIMA dan didapatkan kesimpulan bahwa hasil model terbaik yaitu ARIMA (2,1,2). Penelitian lain dilakukan oleh Komara (2012) yang berjudul Peramalan Langsung dan Tidak Langsung dengan ARIMA dan TAR (Studi Kasus: Nilai Tukar Petani) dan didapatkan kesimpulan bahwa hasil pemodelan NTP terbaik adalah dengan menggunakan ARIMA langsung ataupun tidak langsung.

## **1.2 Rumusan Masalah**

Nilai Tukar Petani (NTP) merupakan salah satu indikator untuk mengukur daya tukar/daya beli pendapatan petani terhadap pengeluaran petani. NTP dari waktu ke waktu diharapkan selalu mengalami kenaikan, karena yang diharapkan daya beli petani menjadi semakin lebih baik dari sebelumnya, akan tetapi pada periode 2013 – 2017 kondisi NTP mengalami fluktuasi dan cenderung terjadi penurunan dari tahun 2015 sampai tahun 2017. NTP yang cenderung menurun dapat menyebabkan daya beli petani menurun secara tidak langsung merupakan suatu kerugian, sedangkan jika NTP naik terlalu progresif, hal tersebut dapat menyebabkan inflasi. Tingginya inflasi bahan pangan tentu menghabiskan sebagian besar porsi pendapatan untuk belanja barang-barang non-makanan. Maka dari itu dilakukan penelitian untuk meramalkan kondisi NTP di masa yang akan datang untuk dijadikan langkah antisipasi oleh pemerintah terkait.

## **1.3 Tujuan Penelitian**

Tujuan yang ingin dicapai berdasarkan pada permasalahan penelitian ini adalah sebagai berikut.

1. Mendapatkan model ARIMA yang terbaik untuk data Nilai Tukar Petani di Provinsi Jawa Timur.
2. Mengetahui hasil ramalan Nilai Tukar Petani di Provinsi Jawa Timur.

## **1.4 Manfaat Penelitian**

Manfaat yang diharapkan dari adanya penelitian ini adalah mendapatkan gambaran Nilai Tukar Petani (NTP) pada periode

yang akan datang sehingga dapat dilakukan antisipasi untuk mencegah menurunnya daya beli petani.

### **1.5 Batasan Masalah**

Batasan masalah dalam penelitian ini adalah variabel yang diamati yakni data Nilai Tukar Petani. Data tersebut dimulai dari bulan Januari 2012 sampai dengan bulan April 2018. Peramalan Nilai Tukar Petani dilakukan di Provinsi Jawa Timur.

## **BAB II**

### **TINJAUAN PUSTAKA**

#### **2.1 Analisis *Time Series***

Analisis *time series* (deret berkala) merupakan suatu pendugaan nilai pada data masa depan yang berdasarkan data masa lalu. Tujuan dari metode peramalan deret berkala adalah menemukan pola dalam deret data pada masa lalu dan menggunakan pola data tersebut untuk meramalkan atau menduga masa depan (Markidakis, Wheelwright, & McGee, 1999). Langkah penting dalam memilih suatu metode *time series* (deret berkala) adalah dengan memperhatikan pola suatu data. Pola data yang terdapat dalam metode *time series* (deret berkala) dibedakan menjadi empat jenis yaitu pola horisontal, pola musiman, pola siklis, dan pola trend.

#### **2.2 ARIMA *Box-Jenkins***

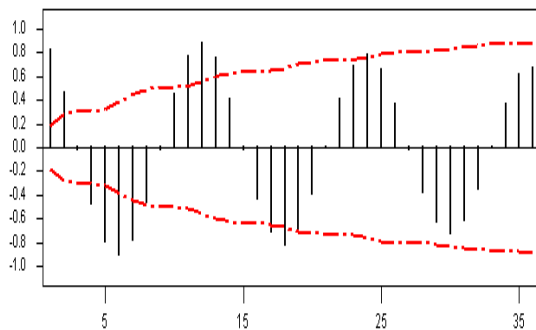
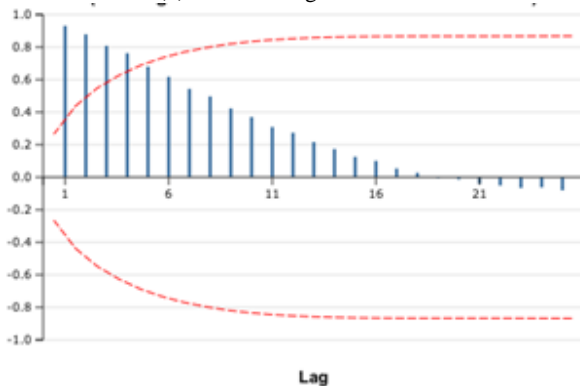
ARIMA *Box-Jenkins* merupakan analisis data berbasis *time series* yang digunakan untuk meramalkan data pada masa depan. Metode ARIMA terdiri empat langkah diantaranya yaitu sebagai berikut.

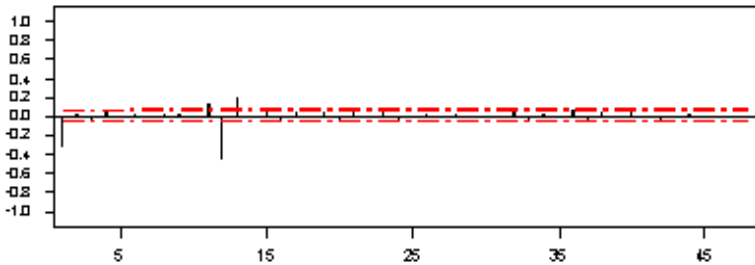
##### **2.2.1 Identifikasi Model**

Identifikasi model merupakan hal pertama yang perlu diperhatikan dalam melakukan peramalan. Model yang digunakan dalam analisis ini yaitu ARIMA. Mengidentifikasi model ARIMA dapat dilakukan dengan melakukan pemeriksaan kestasioneritas data, plot *Autocorrelation Function* (ACF) dan *Partial Autocorrelation Function* (PACF). Dari langkah identifikasi akan didapatkan nilai yang sesuai dari p, d, dan q (Gujarati, 2004).

**Tabel 2.1 Model ARIMA**

Model	ACF	PACF
$AR(p)$	Turun cepat secara eksponensial/gelombang sinus semakin kecil	Terpotong setelah lag $p$
$MA(q)$	Terpotong setelah lag $q$	Turun cepat secara eksponensial/gelombang sinus semakin kecil
$ARMA(p,q)$	Turun cepat secara eksponensial/gelombang sinus semakin kecil	Turun cepat secara eksponensial/gelombang sinus semakin kecil

**(a) Gelombang Sinus Semakin Kecil****(b) Turun Cepat Secara Eksponensial**



(c) Terpotong Setelah lag p atau q

**Gambar 2.1** Jenis Pola ACF dan PACF

Model *Autoregressive* (AR) merupakan salah satu model yang terdapat dalam ARIMA. Model *Autoregressive* (AR) orde  $p$ , dapat ditulis  $AR(p)$ , didapatkan persamaan sebagai berikut.

$$\begin{aligned}\dot{Z}_t &= \phi_1 \dot{Z}_{t-1} + \phi_2 \dot{Z}_{t-2} + \dots + \phi_p \dot{Z}_{t-p} + a_t \\ \dot{Z}_t - \phi_1 \dot{Z}_{t-1} - \phi_2 \dot{Z}_{t-2} - \dots - \phi_p \dot{Z}_{t-p} &= a_t \\ \dot{Z}_t - \phi_1 B \dot{Z}_t - \phi_2 B^2 \dot{Z}_t - \dots - \phi_p B^p \dot{Z}_t &= a_t \quad (2.1) \\ (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p) \dot{Z}_t &= a_t \\ \phi_p(B) \dot{Z}_t &= a_t\end{aligned}$$

dimana,

$$\phi_p(B) = (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p)$$

$$\dot{Z}_t = Z_t - \mu$$

$$\phi_p = \text{parameter AR pada lag } p$$

$$a_t = \text{residual}$$

Selain model *Autoregressive* (AR), terdapat model *Moving Average* (MA) yang merupakan salah satu model yang terdapat dalam ARIMA. Model *Moving Average* (MA) orde  $q$ , dapat ditulis  $MA(q)$ , didapatkan persamaan sebagai berikut.

$$\begin{aligned}
\dot{Z}_t &= a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q} \\
\dot{Z}_t &= a_t - \theta_1 B a_t - \theta_2 B^2 a_t - \dots - \theta_q B^q a_t \quad (2.2) \\
\dot{Z}_t &= (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q) a_t \\
\dot{Z}_t &= \theta_q(B) a_t
\end{aligned}$$

dimana,

$$\theta_q(B) = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q)$$

$$\dot{Z}_t = Z_t - \mu$$

$\theta_q$  = parameter MA pada lag q

$a_t$  = residual

Model *Autoregressive Moving Average* (ARMA) merupakan gabungan dari pola model *Autoregressive* (AR) dan model *Moving Average* (MA). Model *Autoregressive Moving Average* (ARMA) pada orde ( $p, q$ ), didapatkan persamaan sebagai berikut.

$$\begin{aligned}
\dot{Z}_t &= \phi_1 \dot{Z}_{t-1} + \dots + \phi_p \dot{Z}_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q} \\
\dot{Z}_t - \phi_1 \dot{Z}_{t-1} - \dots - \phi_p \dot{Z}_{t-p} &= a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q} \\
\dot{Z}_t - \phi_1 B \dot{Z}_t - \dots - \phi_p B^p \dot{Z}_t &= a_t - \theta_1 B a_t - \dots - \theta_q B^q a_t \quad (2.3) \\
(1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p) \dot{Z}_t &= (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q) a_t \\
\phi_p(B) \dot{Z}_t &= \theta_q(B) a_t
\end{aligned}$$

dimana,

$$\phi_p(B) = (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p)$$

$$\theta_q(B) = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q)$$

$$\dot{Z}_t = Z_t - \mu$$

$\phi_p$  = parameter AR pada lag p

$\theta_q$  = parameter MA pada lag q

$a_t$  = residual

Model *Autoregressive Integrated Moving Average* (ARIMA) merupakan gabungan dari pola model *Autoregressive* (AR) dan model *Moving Average* (MA) dengan keadaan tidak stasioner terhadap *mean* dan memerlukan proses *differencing*. Model *Autoregressive Integrated Moving Average* (ARIMA) pada orde  $(p,d,q)$ , didapatkan persamaan sebagai berikut.

$$\phi_p(B)(1-B)^d \dot{Z}_t = \theta_0 + \theta_q(B)a_t \quad (2.4)$$

dimana,

$$\phi_p(B) = (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p)$$

$$\theta_q(B) = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q)$$

Jika  $p = 0$  pada model ARIMA  $(p,d,q)$ , maka disebut sebagai model *Intergrated Moving Average* atau dapat ditulis IMA  $(d,q)$ . Selain itu jika  $q = 0$  pada model ARIMA  $(p,d,q)$ , maka disebut sebagai model *Autoregressive Intergrated* atau dapat ditulis ARI  $(p,d)$ .

Model ARIMA musiman merupakan model yang membentuk pola musiman dan bentuk modelnya sesuai dengan persamaan berikut ini.

$$\Phi_p(B^S)(1-B)^D \dot{Z}_t = \Theta_Q(B^S)a_t \quad (2.5)$$

Model ARIMA musiman multiplikatif dinotasikan dengan ARIMA  $(p,d,q)(P,D,Q)^S$  yang mempunyai factor non musiman dan musiman pengamatan waktu ke-t. bentuk fungsi persamaan model ARIMA multiplikatif adalah sebagai berikut.

$$\Phi_p(B^S)\phi_p(1-B)^d(1-B^S)\dot{Z}_t = \theta_q(B)\Theta_Q(B^S)a_t \quad (2.6)$$

dimana:

$$\dot{Z}_t = Z_t - \mu$$

$B$  = operator *back shift*

$\Phi_p$  = orde P pada koefisien komponen AR musiman

$\Theta_Q$  = orde Q pada koefisien komponen MA musiman

$a_t$  = residual

**a. Kestasioneritas Data**

Kestasioneritas data merupakan syarat dalam pembentukan model ARIMA. Stasioneritas berarti bahwa tidak ada perubahan yang drastis pada data. Data berfluktuasi di sekitar nilai *mean* yang konstan. Sedangkan stasioneritas terhadap varians apabila data berfluktuasi di sekitar nilai varians yang konstan (Markidakis, Wheelwright, & McGee, 1999). Pemeriksaan stasioneritas dalam varians dapat dilihat melalui plot *Box-cox*. Terdapat kemungkinan data tidak stasioner dalam varians, maka dapat diatasi dengan menggunakan transformasi *Box-cox* (Wei, 2006).

$$T(Z_t) = \frac{Z_t^\lambda - 1}{\lambda}, \text{ dimana } \lambda \neq 0 \quad (2.7)$$

Berdasarkan persamaan diatas, maka untuk  $\lambda = 0$  dilakukan pendekatan sebagai berikut.

$$\lim_{\lambda \rightarrow 0} T(Z_t) = \lim_{\lambda \rightarrow 0} Z_t^{(\lambda)} = \lim_{\lambda \rightarrow 0} \frac{Z_t^\lambda - 1}{\lambda} = \ln(Z_t) \quad (2.8)$$

Secara umum nilai  $\lambda$  dan transformasi yang digunakan menurut Wei (2006) disajikan dalam Tabel 2.2 sebagai berikut.

**Tabel 2.2** Transformasi

Nilai $\lambda$	Transformasi
-1,0	$1 / Z_t$
-0,5	$1 / \sqrt{Z_t}$
0,0	$\ln Z_t$
0,5	$\sqrt{Z_t}$
1,0	$Z_t$ (tidak ada transformasi)



Pendugaan parameter  $\lambda$  pada transformasi *box cox* diperoleh dengan memaksimumkan persamaan fungsi kemungkinannya, sehingga untuk nilai  $\lambda$  yang telah ditetapkan, maka fungsi likelihoodnya adalah sebagai berikut.

$$L_{maks}(\lambda) = -\left(\frac{n}{2}\right) \ln \hat{\sigma}^2(\lambda) + (\lambda - 1) \sum_{t=1}^n Z_t \quad (2.9)$$

Setelah dilakukan pemeriksaan stasioneritas terhadap varians kemudian dilakukan pemeriksaan stasioneritas terhadap *mean* dalam dilihat dari plot ACF. Data dikatakan stasioner terhadap *mean* jika lag pada plot ACF turun cepat secara eksponensial atau gelombang sinus semakin kecil, jika lag turun lambat maka data tidak stasioner terhadap *mean*. Apabila data tidak stasioner terhadap *mean* maka dilakukan *differencing*.

**b. Autocorrelation Function (ACF) & Partial Autocorrelation Function (PACF)**

*Autocorrelation Function* (ACF) merupakan suatu keadaan dimana terdapat hubungan antara deret berkala dengan deret berkala itu sendiri (Markidakis, Wheelwright, & McGee, 1999). Koefisien korelasi sederhana antara  $Y_t$  dengan  $Y_{t-1}$  dapat dicari sebagai berikut.

$$\hat{\rho}_k = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (Z_t - \bar{Z})(Z_{t+k} - \bar{Z})}{\sum_{t=1}^n (Z_t - \bar{Z})^2}, k = 0,1,2,\dots \quad (2.10)$$

*Partial Autocorrelation Function* (PACF) digunakan untuk mengukur tingkat keeratan (*association*) antara  $X_t$  dengan  $X_{t+k}$ , apabila pengaruh dari lag 1, 2, 3, ..., k-1 dianggap terpisah (Markidakis, Wheelwright, & McGee, 1999).

$$\hat{\phi}_{k+1,k+1} = \frac{\hat{\rho}_{k+1} - \sum_{j=1}^k \hat{\phi}_{kj} \hat{\rho}_{k+1-j}}{1 - \sum_{j=1}^k \hat{\phi}_{kj} \hat{\rho}_j} \quad (2.11)$$

dimana

$$\phi_{k+1,j} = \phi_{kj} - \phi_{k+1,k+1} \cdot \phi_{k,k+1-j}$$

dimana  $j = 1, 2, \dots, k$

(2.12)

### 2.2.2 Estimasi dan Pengujian Parameter

Setelah menentukan model sementara pada tahap identifikasi model, selanjutnya parameter-parameter AR dan MA, musiman dan tidak musiman dilakukan penaksiran parameter untuk tahap kedua. taksiran yang diharapkan yaitu taksiran dengan nilai terbaik untuk mencocokkan deret berkala yang sedang dimodelkan (Markidakis, Wheelwright, & McGee, 1999). Terdapat beberapa metode penaksir parameter antara lain yaitu metode *moment*, metode *least square* (*Conditional Least Square*), metode *maximum likelihood*, metode *unconditional least squares*, metode *nonlinier estimation* (Wei, 2006). Estimasi parameter yang digunakan pada ARIMA salah satunya yaitu metode *Conditional Least Square* (CLS).

Jika model AR(1), maka nilai taksirannya diperoleh dari nilai kuadrat *error* adalah sebagai berikut.

$$S_c(\phi, \mu) = \sum_{t=2}^n \left[ (Z_t - \mu) - \phi_1(Z_{t-1} - \mu) \right]^2 \quad (2.13)$$

Jika persamaan diatas dilakukan penurunan terhadap  $\phi$  dan  $\mu$  kemudian disamakan dengan nol maka hasil nilai taksiran  $\phi$  dan  $\mu$  adalah sebagai berikut.

$$S_c(\phi, \mu) = \sum_{t=2}^n 2 \left[ (Z_t - \mu) - \phi(Z_{t-1} - \mu) \right] (-1 + \phi)$$

$$\frac{\partial S}{\partial \mu} = \sum_{t=2}^n 2 \left[ (Z_t - \mu) - \phi(Z_{t-1} - \mu) \right] (-1 + \phi) = 0 \quad (2.14)$$

$$\mu = \frac{1}{(n-1)(1-\phi)} \left[ \sum_{t=2}^n Z_t - \phi \sum_{t=2}^n Z_{t-1} \right]$$

Nilai taksiran  $\phi$  dapat ditulis sebagai berikut.

$$\begin{aligned} \frac{\partial S_C(\phi, \bar{Z})}{\partial \phi} &= \sum_{t=2}^n 2[(Z_t^2 - \bar{Z}) - \phi(Z_{t-1} - \bar{Z})](Z_{t-1} - \bar{Z}) \\ \hat{\phi} &= \frac{\sum_{t=2}^n (Z_t - \bar{Z})(Z_{t-1} - \bar{Z})}{\sum_{t=2}^n (Z_{t-1} - \bar{Z})^2} \end{aligned} \quad (2.15)$$

Pengujian signifikansi parameter digunakan untuk mengetahui parameter yang signifikan dengan hipotesis pada parameter model AR adalah sebagai berikut.

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

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

Taraf signifikan :  $\alpha = 5\%$

Statistik Uji :

$$t = \frac{\hat{\phi}}{SE(\hat{\phi})} \quad (2.16)$$

Daerah penolakan:  $H_0$  ditolak jika  $|t| > t_{\frac{\alpha}{2}, (n-p)}$  dimana  $n$

merupakan banyaknya observasi dan  $p$  merupakan banyaknya parameter yang ditaksir dalam model AR.

Sedangkan hipotesis untuk uji parameter model MA adalah sebagai berikut

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

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

Statistik Uji :

$$t = \frac{\hat{\theta}}{SE(\hat{\theta})} \quad (2.17)$$

dimana,

$$SE(\hat{\theta}) = \sqrt{\frac{\hat{\sigma}_\alpha^2}{\sum_{t=2}^n Z_{t-1}^2}} \quad (2.18)$$

$$\hat{\sigma}_\alpha^2 = \frac{\sum_{t=2}^n (Z_t - \hat{\theta}Z_{t-1})^2}{(n-1)} \quad (2.19)$$

Daerah penolakan :

$H_0$  ditolak jika  $|t| > t_{\frac{\alpha}{2}, (n-q)}$ , dimana  $n$  merupakan banyaknya

observasi dan  $q$  merupakan banyaknya parameter yang ditaksir dalam model MA.

### 2.2.3 Uji Asumsi Residual

Model time series memiliki beberapa prosedur, pada tahap pertama yaitu identifikasi model, dan tahap kedua yaitu estimasi parameter. Setelah estimasi parameter dilakukan pemeriksaan apakah asumsi model terpenuhi atau tidak (Wei, 2006). Terdapat dua asumsi dasar yang harus dipenuhi yaitu asumsi residual *white noise* dan pengujian distribusi normal.

#### a. Asumsi *White Noise*

White noise merupakan proses dimana tidak terdapat korelasi dalam deret residual. Residual yang bersifat *white noise* berarti bahwa residual dari model telah memenuhi asumsi identik dan independen. Pengujian asumsi *white noise* dilakukan dengan menggunakan pengujian *Ljung Box* (Wei, 2006).

$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k = 0$  (residual memenuhi asumsi *white noise*)

$H_1 : \text{minimal ada satu } \rho_k \neq 0 \text{ untuk } i=1,2,\dots,k$  (residual tidak memenuhi asumsi *white noise*)

Statistik Uji :

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^K \frac{\hat{\rho}_k^2}{(n-k)} \quad (2.20)$$

dimana,

$$k = 1, 2, \dots, K$$

Daerah Penolakan :  $H_0$  ditolak jika  $Q > \chi_{\alpha; (k-p-q)}^2$  atau jika nilai

$$P_{value} < \alpha$$

Keterangan :

$n$  = banyaknya data observasi

$\hat{\rho}_k^2$  = taksiran autokorelasi pada lag ke- $k$

$p$  = lag plot PACF

$q$  = lag plot ACF

$K$  = jumlah maksimum lag

### b. Asumsi Distribusi Normal

Selain itu juga dilakukan pemeriksaan asumsi distribusi normal. Pemeriksaan dapat dilakukan dengan membuat histogram residual standar dibandingkan dengan distribusi normal standar dengan menggunakan uji kecocokan chi-square (Wei, 2006). Uji distribusi normal dilakukan untuk melihat apakah residual data berdistribusi normal atau tidak

Uji kenormalan dapat diuji dengan uji Kolmogorov-Smirnov. Hipotesis untuk uji Kolmogorov-Smirnov adalah sebagai berikut (Daniel, 1989).

$H_0: F(a_t) = F_0(a_t)$  (Residual data berdistribusi normal)

$H_1: F(a_t) \neq F_0(a_t)$  (Residual data tidak berdistribusi normal)

Statistik Uji:

$$KS = \text{Sup} |F_n(a_t) - F_0(a_t)| \quad (2.21)$$

Daerah Penolakan :  $H_0$  ditolak jika  $KS > D_{n; (1-\alpha)}$  atau jika nilai

$$P_{value} < \alpha$$

Keterangan :

$\text{Sup}$  = nilai maksimum dari  $|F_n(a_t) - F_0(a_t)|$

$F_n(a_t)$  = fungsi peluang kumulatif yang dihitung dari data sampel

$F_0(a_t)$  = fungsi peluang kumulatif distribusi normal atau fungsi distribusi yang dihipotesiskan

$F(a_t)$  = fungsi distribusi yang belum diketahui

### 2.2.4 Pemilihan Model Terbaik

Pada analisis time series, langkah terakhir dari analisis ini yaitu pemilihan model setelah dilakukan langkah identifikasi, estimasi dan pengujian parameter, serta uji asumsi residual (*Diagnostic Checking*). Pemilihan model terbaik dilakukan untuk memilih model terbaik yang digunakan dalam memprediksi periode waktu yang akan datang. Pemilihan model terbaik menggunakan kriteria nilai MAPE, dengan memilih nilai MAPE terkecil. Rumus dari kriteria pemilihan model terbaik adalah sebagai berikut (Wei, 2006).

$$MAPE = \frac{1}{m} \sum_{t=1}^m \left| \frac{e_t}{Z_{n+1}} \right| \times 100\% \quad (2.22)$$

### 2.3 Nilai Tukar Petani

Nilai Tukar Petani (NTP) merupakan perbandingan antara indeks harga yang diterima petani (Id) dengan indeks harga yang dibayar petani (Ib). Nilai Tukar Petani (NTP) digunakan untuk mengukur daya tukar/daya beli pendapatan petani terhadap pengeluaran petani (Kementrian Pertanian, 2015). Metode yang digunakan pada perhitungan NTP yaitu metode Laspeyres, dimana indeks harga menggunakan acuan kuantitas pada tahun dasar. Berikut merupakan rumus Nilai Tukar Petani (NTP).

$$Z_t = NTP = \frac{Id}{Ib} \times 100 \quad (2.23)$$

Rumus yang digunakan dalam perhitungan indeks harga yang diterima petani (Id) dan indeks harga yang dibayar petani (Ib) adalah sebagai berikut.

**a. Indeks Harga yang Diterima Petani**

Indeks harga yang diterima petani (Id) menunjukkan fluktuasi harga barang-barang yang dihasilkan petani (Kementerian Pertanian, 2015). Kelompok komoditas yang terdapat pada indeks harga yang diterima petani (Id) antara lain yaitu tanaman pangan, tanaman hortikultura, tanaman perkebunan rakyat, peternakan, dan perikanan.

Berikut merupakan rumus perhitungan indeks harga yang diterima petani.

$$I_t = \frac{\sum_{i=1}^m \frac{P_{ti}}{P_{(t-1)i}} P_{(t-1)i} Q_{0i}}{\sum_{i=1}^m P_{0i} Q_{0i}} \cdot 100 \quad (2.24)$$

Keterangan :

$I_t$  = Indeks harga yang diterima petani bulan ke t

$P_{ti}$  = Harga bulan ke t untuk barang ke i

$P_{(t-1)i}$  = Harga bulan ke (t-1) untuk barang ke i

$\frac{P_{ti}}{P_{(t-1)i}}$  = Relatif harga bulan ke t dibanding ke (t-1) untuk barang ke i

$P_{0i}$  = Harga pada tahun dasar untuk barang ke i

$Q_{0i}$  = Kuantitas pada tahun dasar untuk barang ke i

$P_{0i} Q_{0i}$  = Nilai konsumsi dasar untuk komoditas i

m = Jumlah komoditas paket komoditas sektor pertanian

i = Jenis barang ke-i

t = Periode waktu dalam bulan

**b. Indeks Harga yang Dibayar Petani**

Indeks harga yang dibayar petani (Ib) menggambarkan harga barang-barang yang dikonsumsi petani termasuk barang yang diperlukan untuk memproduksi hasil pertanian. Kelompok komoditas yang terdapat pada indeks harga yang dibayar petani terdiri dari kelompok Konsumsi Rumah Tangga (KRT), Biaya Produksi dan Penambahan Barang Modal (BPPBM). Berikut merupakan rumus perhitungan indeks harga yang dibayar petani.

$$Ib_t = \frac{\sum_{i=1}^b \frac{P_{ti}}{P_{(t-1)i}} P_{(t-1)i} Q_{0i}}{\sum_{i=1}^b P_{0i} Q_{0i}} \times 100 \quad (2.25)$$

Keterangan :

$Ib_t$  = Indeks harga yang dibayar petani bulan ke t

$P_{ti}$  = Harga bulan ke t untuk barang ke i

$P_{(t-1)i}$  = Harga bulan ke (t-1) untuk barang ke i

$\frac{P_{ti}}{P_{(t-1)i}}$  = Relatif harga bulan ke t dibanding ke (t-1) untuk barang ke i

$P_{0i}$  = Harga pada tahun dasar untuk barang ke i

$Q_{0i}$  = Kuantitas pada tahun dasar untuk barang ke i

$P_{0i} Q_{0i}$  = Nilai konsumsi dasar untuk komoditas i

b = Jumlah komoditas konsumsi rumah tangga dan biaya produksi

i = Jenis barang ke-i

t = Periode waktu dalam bulan

(BPS, 2018)



## BAB III METODOLOGI PENELITIAN

### 3.1 Sumber Data

Data yang digunakan dalam penelitian ini merupakan data sekunder yang diperoleh dari Badan Pusat Statistik Provinsi Jawa Timur berupa data Nilai Tukar Petani (NTP) yang ditunjukkan pada Lampiran 6 dan Lampiran 7. Data yang digunakan berjumlah 76 data. Data penelitian ini terdiri dari data *insample* dan data *outsample*. Data *insample* sebanyak 70 data yaitu data Nilai Tukar Petani (NTP) pada bulan Januari 2012 sampai dengan bulan Oktober 2017 dan data *outsample* sebanyak 6 data yaitu data Nilai Tukar Petani (NTP) pada bulan Nopember 2017 sampai dengan bulan April 2018 dengan menggunakan tahun dasar 2012.

### 3.2 Variabel Penelitian

Variabel yang digunakan dalam penelitian yaitu data Nilai Tukar Petani (NTP) di Provinsi Jawa Timur. Struktur data dari variabel penelitian ditampilkan pada Tabel 3.1 dimana  $Z_t$  adalah nilai indeks NTP pada bulan ke-t. Struktur data dari variabel penelitian ini adalah sebagai berikut.

**Tabel 3.1** Struktur Data

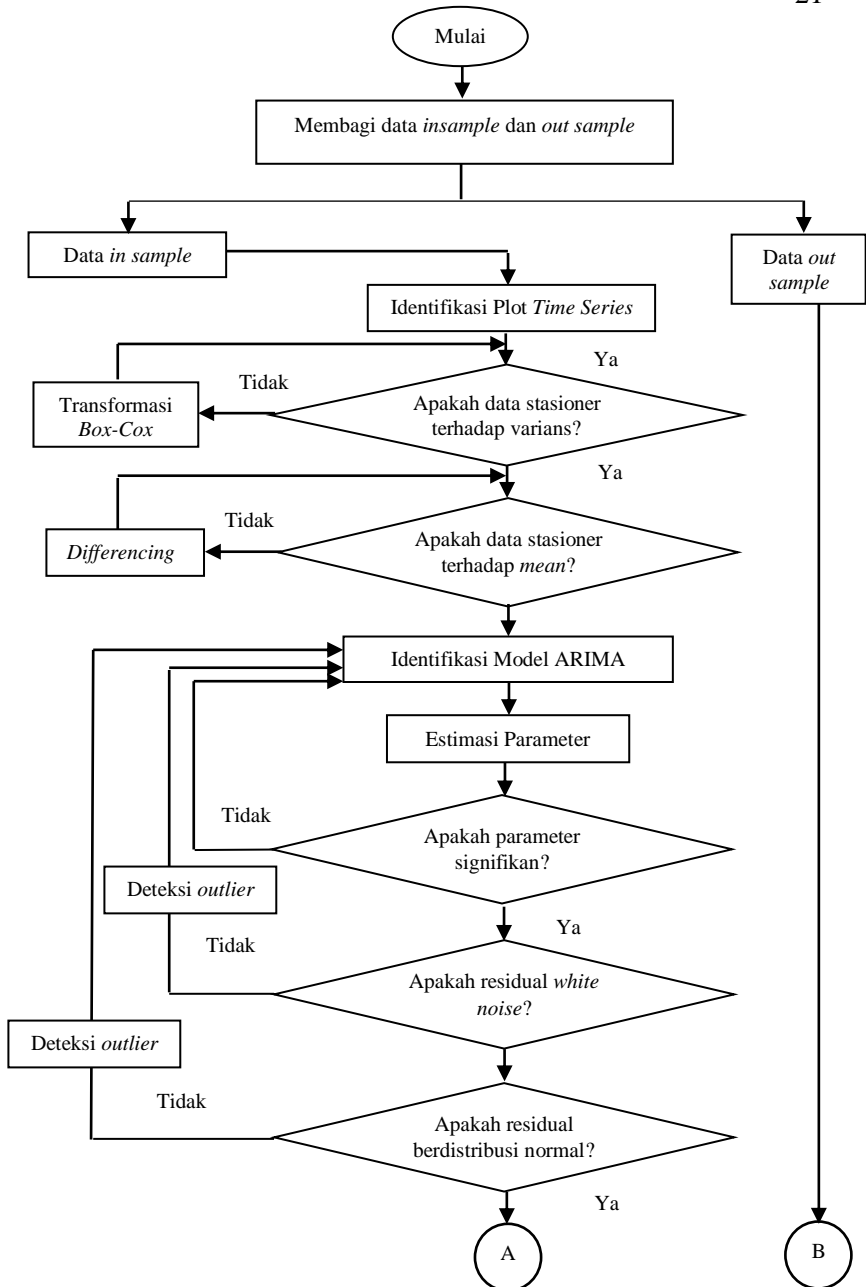
Tahun	Bulan	Nilai Tukar Petani (NTP)
2012	Januari	$Z_1$
	...	...
	Desember	$Z_{12}$
...	...	...
2018	Januari	$Z_{73}$
	...	...
	April	$Z_{76}$

### 3.3 Langkah Analisis

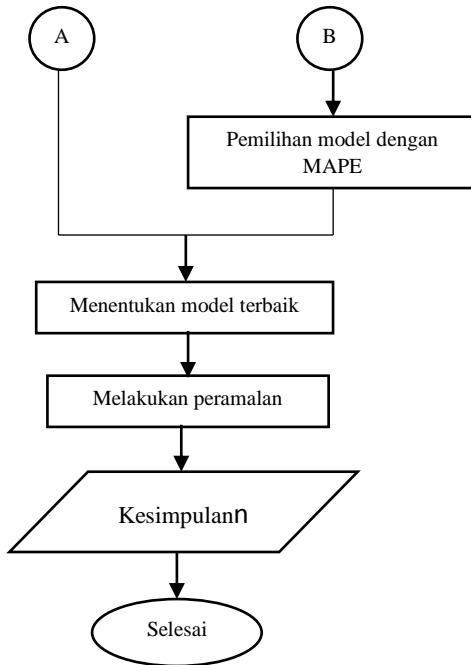
Langkah-langkah analisis data dalam penelitian ini adalah sebagai berikut.

1. Membagi data menjadi dua yaitu data *insample* dan data *outsample*. Data *insample* digunakan untuk pemodelan dan data *outsample* digunakan untuk validasi model.
2. Mengidentifikasi pola data Nilai Tukar Petani (NTP) dengan *time series* plot menggunakan data *insample*.
3. Mengidentifikasi stasioneritas data *insample* terhadap varians dan *mean*. Identifikasi stasioneritas dalam varians dengan menggunakan *Box-Cox*. Apabila data tidak stasioner dalam varians maka dilakukan transformasi. Sedangkan untuk mengidentifikasi stasioneritas dalam *mean* menggunakan plot ACF. Apabila data tidak stasioner dalam *mean* maka dilakukan *differencing*.
4. Melakukan identifikasi model sementara menggunakan plot ACF dan PACF pada data *insample*.
5. Melakukan estimasi parameter dan menguji signifikansi parameter model ARIMA sementara. Jika parameter sudah signifikan maka dapat dilanjutkan pengujian asumsi residual, tetapi jika parameter tidak signifikan maka model tidak dapat digunakan dan melakukan pengujian dengan model dugaan yang lain.
6. Melakukan pengujian asumsi residual *white noise* dan distribusi normal. Jika residual memenuhi asumsi *white noise* maka dapat dilanjutkan melakukan pengujian asumsi distribusi normal. Jika residual memenuhi asumsi distribusi normal maka model dapat dilanjutkan untuk memprediksi data *in sample*, tetapi jika model tidak memenuhi asumsi residual distribusi normal maka dilakukan deteksi outlier.
7. Melakukan pemilihan model terbaik dengan menggunakan kriteria MSE, MAPE dan MAD terkecil.
8. Melakukan peramalan data Nilai Tukar Petani (NTP) untuk periode waktu Januari sampai dengan Desember 2018.

Diagram alir dari langkah analisis pada penelitian ini ditunjukkan pada Gambar 3.1.



**Gambar 3.1** Diagram Alir Penelitian



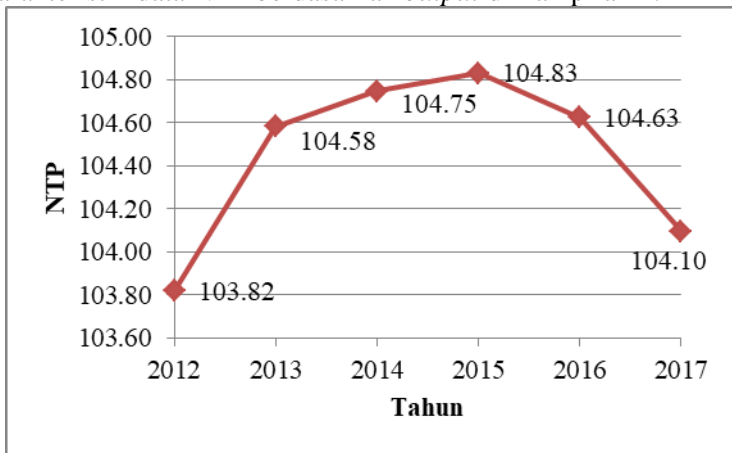
**Gambar 3.1** Diagram Alir Penelitian (Lanjutan)

## BAB IV ANALISIS DAN PEMBAHASAN

Pada bab ini akan dilakukan analisis pada data NTP (Nilai Tukar Petani) di Provinsi Jawa Timur. Analisis yang dilakukan meliputi penyajian karakteristik data, pemodelan serta peramalan NTP dengan menggunakan *ARIMA Box-Jenkins*. Analisis dan pembahasan pada masing-masing analisis adalah sebagai berikut.

### 4.1 Karakteristik Data

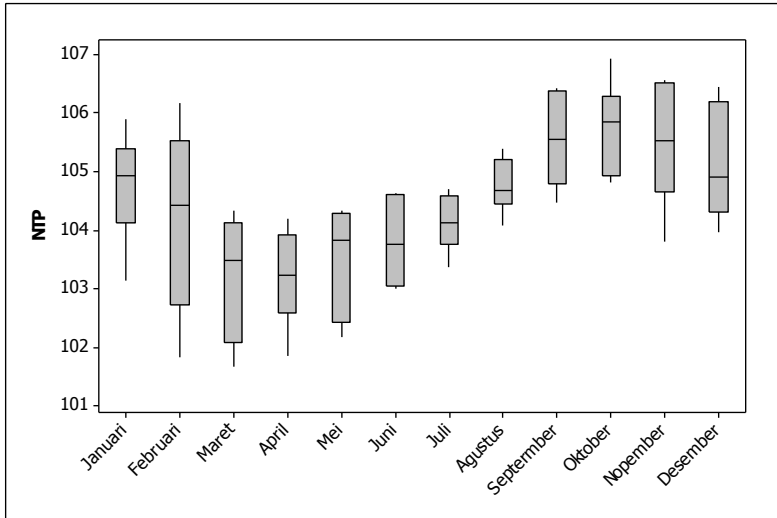
Karakteristik data NTP di Provinsi Jawa Timur dari tahun 2012 sampai dengan 2017 yang akan dilakukan menggunakan diagram garis untuk mengetahui secara visual fluktuasi rata-rata NTP dari tahun ke tahun yang disajikan pada Gambar 4.1. Hasil karakteristik data NTP berdasarkan *output* di Lampiran 1.



**Gambar 4.1** Karakteristik Data NTP

Gambar 4.1 menunjukkan bahwa rata-rata NTP di Provinsi Jawa Timur dari tahun 2012 sampai dengan 2017 lebih tinggi dibandingkan dengan tahun dasar, dimana dapat dikatakan bahwa pendapatan petani lebih tinggi dibandingkan dengan pengeluaran petani.

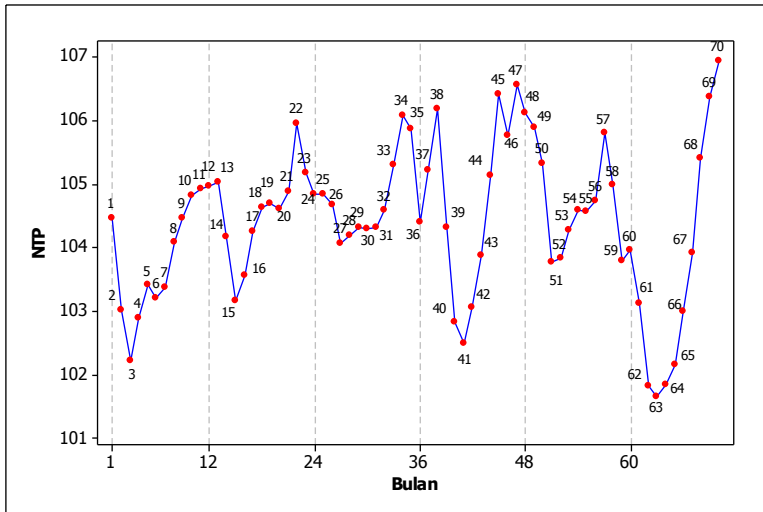
Selain karakteristik data diatas, akan dilakukan analisis pada karakteristik lain yaitu menggunakan *box-plot* untuk mengetahui ada tidaknya data NTP di Provinsi Jawa Timur yang *outlier* atau data yang jauh berbeda dengan data yang lain. Grafik *box-plot* dapat dilihat pada Gambar 4.2 sebagai berikut.



**Gambar 4.2** *Box-plot* Data NTP

Gambar 4.2 menunjukkan bahwa tidak terdapat data *outlier* pada data NTP di Provinsi Jawa Timur dari tahun 2012 sampai dengan 2017 artinya tidak terdapat data yang jauh berbeda dibandingkan dengan keseluruhan data.

Selanjutnya untuk plot *time series* pada data NTP di Provinsi Jawa Timur dapat dilihat pada Gambar 4.3 berikut.



Gambar 4.3 Time Series Plot

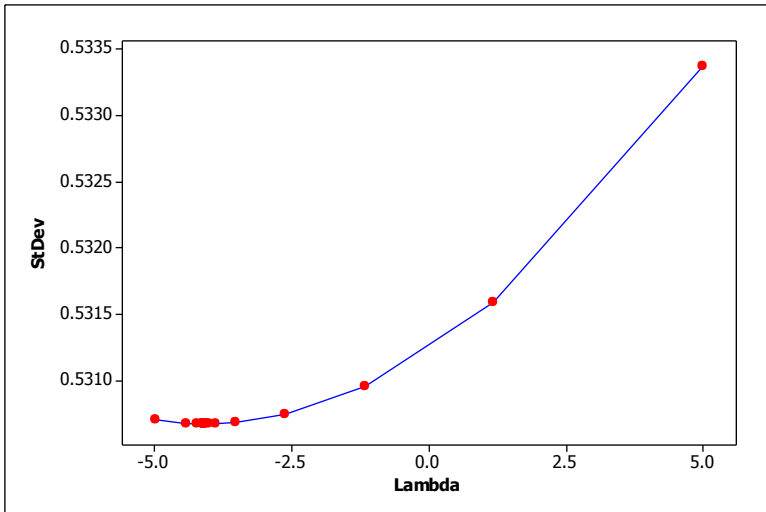
Gambar 4.3 menunjukkan bahwa data NTP di Provinsi Jawa Timur mulai bulan Januari 2012 sampai dengan bulan Oktober 2017 mengalami fluktuasi dan terjadi pola yang berulang setiap periode dua belas bulan, sehingga dapat disimpulkan bahwa data tersebut membentuk pola musiman. Secara visual dapat dikatakan bahwa data tidak stasioner dalam *varians* dan *mean*. Selanjutnya untuk mengidentifikasi kestasioneran dalam *varians* menggunakan *Box-cox* yang dapat dilihat pada Gambar 4.4.

#### 4.2 Pemodelan Nilai Tukar Petani di Provinsi Jawa Timur

Pemodelan NTP di Provinsi Jawa Timur pada Januari 2012 sampai dengan Desember 2016. Data NTP merujuk pada Lampiran 1. Data *in sample* digunakan untuk mengidentifikasi model, pemeriksaan diagnosa, dan untuk memprediksi data pada tahun 2018.

#### 4.2.1 Identifikasi Model ARIMA Pada Data Nilai Tukar Petani di Provinsi Jawa Timur

Identifikasi model dapat dilakukan dengan melihat stasioneritas data Nilai Tukar Petani di Provinsi Jawa Timur. Langkah pertama adalah dengan mengidentifikasi stasioneritas data terhadap varians. Berikut merupakan hasil analisis identifikasi model pada Nilai Tukar Petani di Provinsi Jawa Timur berdasarkan Persamaan 2.9.



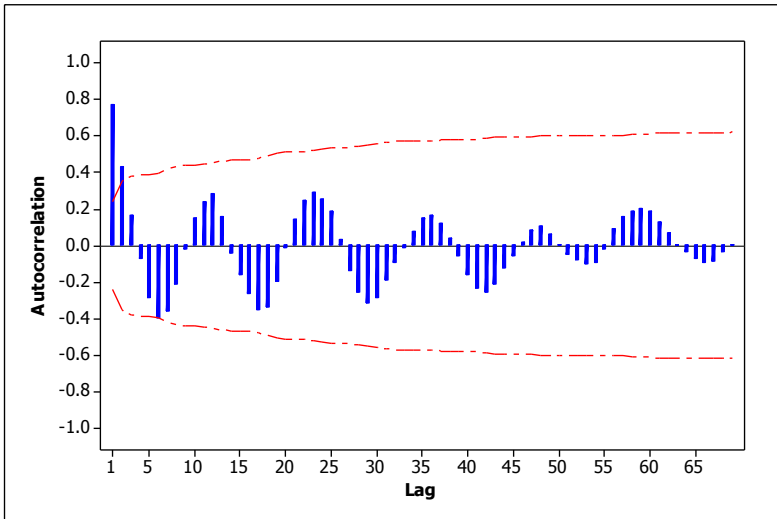
Gambar 4.4 Plot Box-Cox Data In sample NTP

Pengujian stasioneritas data *in sampel* dalam *varians* dikatakan stasioner jika nilai interval telah melewati satu. Berdasarkan Gambar 4.4 diketahui bahwa data telah stasioner dalam *varians* sehingga tidak perlu dilakukan transformasi. Setelah data stasioner dalam *varians*, selanjutnya dilakukan pemeriksaan secara visual dengan menggunakan plot ACF pada Gambar 4.5 berdasarkan Persamaan 2.10 dan Lampiran 2.1.

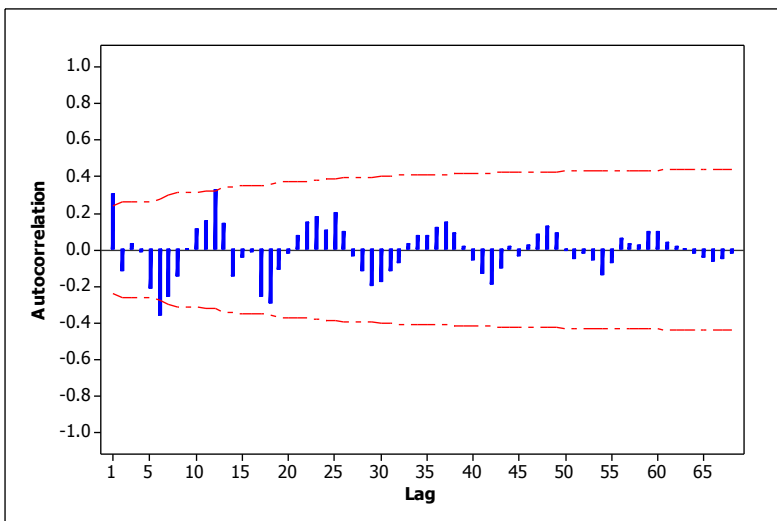
Gambar 4.5 memberikan informasi bahwa *lag* pada plot ACF gelombang sinus yang terbentuk tidak semakin kecil. Hal tersebut mengindikasikan bahwa data Nilai Tukar Petani belum stasioner dalam *mean*. Selanjutnya dilakukan *differencing* pada data Nilai



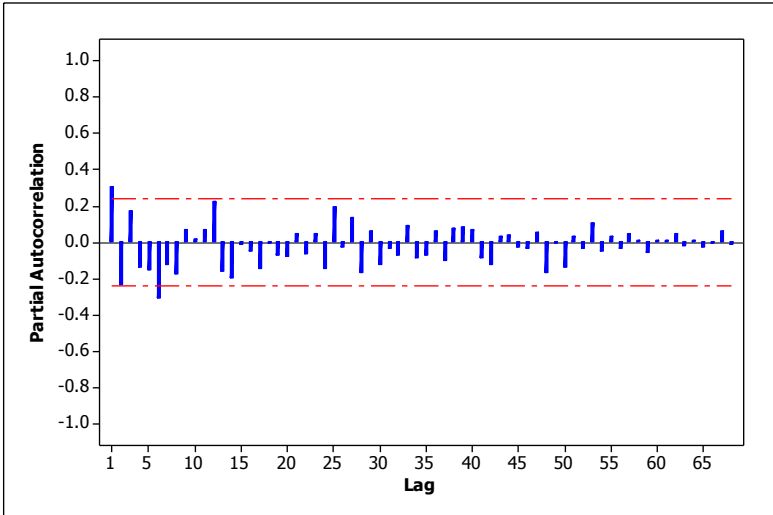
Tukar Petani di Provinsi Jawa Timur. Hasil proses *differencing* dapat dilihat pada Gambar 4.6.



**Gambar 4.5** Plot ACF Data In sample NTP



**Gambar 4.6** Plot ACF Data In sample NTP Setelah Differencing



**Gambar 4.7** Plot PACF Data *In sample* NTP Setelah *Differencing*

Berdasarkan Gambar 4.6 dapat diketahui bahwa data telah stasioner dalam *mean* karena plot ACF menunjukkan bahwa gelombang sinus yang terbentuk semakin lama semakin kecil dan dapat dilanjutkan pada pendugaan model sementara.

Berdasarkan Persamaan 2.10 yang merujuk pada Lampiran 2.2 dan Persamaan 2.11 yang merujuk pada Lampiran 3 diperoleh plot ACF dan PACF pada Gambar 4.6 dan Gambar 4.7 menunjukkan bahwa lag yang signifikan pada ACF yaitu lag 1, 6, dan 12 dan lag yang signifikan pada PACF yaitu lag 1 dan lag 6. Selain itu plot ACF dan PACF pada data NTP di Provinsi Jawa Timur menunjukkan adanya musiman. Sehingga dugaan model ARIMA sementara berdasarkan hasil pemodelan melalui plot ACF dan PACF yaitu ARIMA dapat dilihat pada Tabel 4.1 sebagai berikut.

Model ARIMA dugaan sementara yang terbentuk kemudian akan dilakukan pengujian signifikansi parameter, uji asumsi *residual* berdistribusi normal dan asumsi *residual white noise*.

**Tabel 4.1** Model Sementara pada Data NTP

Model	Model ARIMA
I	$([1],1,0)(0,0,1)^{12}$
II	$([6],1,0)(0,0,1)^{12}$
III	$([1,6],1,0)(0,0,1)^{12}$
IV	$(0,1,[1])(0,0,1)^{12}$
V	$(0,1,[6])(0,0,1)^{12}$
VI	$(0,1,[1,6])(0,0,1)^{12}$

#### 4.2.2 Estimasi dan Pengujian Signifikansi Parameter

Setelah memperoleh model ARIMA dugaan sementara, maka pada tahap selanjutnya dilakukan estimasi parameter dan pengujian signifikansi parameter berdasarkan Persamaan 2.16 dan Persamaan 2.17. Uji signifikansi parameter dilakukan untuk mengetahui apakah parameter signifikan atau tidak terhadap model yang dibentuk. Hasil estimasi dan pengujian parameter dapat dilihat pada Tabel 4.2 berikut.

Pengujian parameter ARIMA yang dinyatakan dengan hipotesis sebagai berikut.

Hipotesis untuk parameter AR :

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

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

Hipotesis untuk parameter MA :

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

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

Dengan taraf signifikan  $\alpha$  sebesar 0,05 , maka  $H_0$  ditolak jika  $|t_{hitung}| > t_{\alpha/2(n-p)}$  dan p-value  $< \alpha$ .

**Tabel 4.2** Hasil Pengujian Parameter

Model ARIMA	Parameter	Lag	Estimate	$T_{hitung}$	$P_{value}$	Keterangan
$([1],1,0)(0,0,1)^{12}$	$\phi_1$	1	0,29195	2,47	0,0159	Signifikan
	$\Theta_1$	12	-0,45462	-3,52	0,0008	Signifikan
$([6],1,0)(0,0,1)^{12}$	$\phi_6$	6	-0,30168	-2,35	0,0218	Signifikan
	$\Theta_1$	12	-0,32650	-2,37	0,0206	Signifikan

**Tabel 4.2** Hasil Pengujian Parameter (Lanjutan)

Model ARIMA	Parameter	Lag	Estimate	T <sub>hitung</sub>	P <sub>value</sub>	Keterangan
([1,6],1,0)(0,0,1) <sup>12</sup>	$\phi_1$	1	0,26545	2,29	0,0254	Signifikan
	$\phi_6$	6	-0,25504	-2,03	0,0461	Signifikan
	$\Theta_1$	12	-0,37653	-2,84	0,0060	Signifikan
(0,1,[1])(0,0,1) <sup>12</sup>	$\theta_1$	1	-0,53804	-4,99	<0,0001	Signifikan
	$\Theta_1$	12	-0,51416	-3,95	0,0002	Signifikan
(0,1,[6])(0,0,1) <sup>12</sup>	$\theta_6$	6	0,32732	2,44	0,0174	Signifikan
	$\Theta_1$	12	-0,41894	-2,88	0,0054	Signifikan
(0,1,[1,6])(0,0,1) <sup>12</sup>	$\theta_1$	1	-0,48921	-4,69	<0,0001	Signifikan
	$\theta_6$	6	0,22940	2,11	0,0387	Signifikan
	$\Theta_1$	12	-0,45627	-3,33	0,0014	Signifikan

Hasil pengujian signifikansi parameter pada Tabel 4.2 yang merujuk pada Lampiran 4.1 sampai Lampiran 4.6 dan Lampiran 5.1 sampai Lampiran 5.6 menunjukkan bahwa dugaan model sementara yang memiliki parameter signifikan karena memiliki nilai  $|t_{hitung}|$  yang lebih besar dari  $t_{0,05;69}$  sebesar 1,995 sehingga keputusan untuk hipotesis pada pengujian signifikansi parameter adalah  $H_0$  yang berarti bahwa parameter signifikan terhadap model.

### 4.2.3 Pengujian Asumsi *White Noise*

Pengujian asumsi residual digunakan untuk mengetahui residual data memenuhi asumsi residual *white noise* dan distribusi normal. Hasil pengujian asumsi residual *white noise* dapat dilihat pada Tabel 4.3 berdasarkan Persamaan 2.20 yang merujuk pada Lampiran 5.1 sampai Lampiran 5.6 untuk asumsi residual *white noise* adalah sebagai berikut. Pengujian asumsi residual *white noise* yang dinyatakan dengan hipotesis sebagai berikut.

$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_n = 0$  (residual memenuhi asumsi *white noise*)

$H_1 : \text{minimal ada satu } \rho_i \neq 0, \text{ dimana } i = 1, 2, \dots, k$  (residual tidak memenuhi asumsi *white noise*)

Dengan taraf signifikan  $\alpha$  sebesar 0,05 , maka  $H_0$  ditolak jika  $\chi^2_{hitung} > \chi^2_{tabel}$  dan  $p\text{-value} < \alpha$ .

**Tabel 4.3** Hasil Pengujian Residual *White Noise*

Model	Lag	$\chi^2$	Df	P-value	Kesimpulan
ARIMA ([1],1,0)(0,0,1) <sup>12</sup>	6	7,92	4	0,0945	<i>White Noise</i>
	12	15,39	10	0,1186	<i>White Noise</i>
	18	23,99	16	0,0896	<i>White Noise</i>
	24	27,51	22	0,1926	<i>White Noise</i>
ARIMA ([6],1,0)(0,0,1) <sup>12</sup>	6	7,23	4	0,1242	<i>White Noise</i>
	12	21,68	10	0,0168	Tidak <i>White Noise</i>
	18	32,17	16	0,0095	Tidak <i>White Noise</i>
	24	33,95	22	0,0497	Tidak <i>White Noise</i>
ARIMA ([1,6],1,0)(0,0,1) <sup>12</sup>	6	8,27	3	0,0407	Tidak <i>White Noise</i>
	12	19,25	9	0,0232	Tidak <i>White Noise</i>
	18	30,18	15	0,0113	Tidak <i>White Noise</i>
	24	33,40	21	0,0420	Tidak <i>White Noise</i>
ARIMA (0,1,[1])(0,0,1) <sup>12</sup>	6	3,81	4	0,4327	<i>White Noise</i>
	12	10,98	10	0,3593	<i>White Noise</i>
	18	17,29	16	0,3670	<i>White Noise</i>
	24	25,38	22	0,2792	<i>White Noise</i>
ARIMA (0,1,[6])(0,0,1) <sup>12</sup>	6	7,53	4	0,1104	<i>White Noise</i>
	12	22,43	10	0,0131	Tidak <i>White Noise</i>
	18	32,95	16	0,0075	Tidak <i>White Noise</i>
	24	34,43	22	0,0444	Tidak <i>White Noise</i>
ARIMA (0,1,[1,6])(0,0,1) <sup>12</sup>	6	2,66	3	0,4471	<i>White Noise</i>
	12	12,60	9	0,1814	<i>White Noise</i>
	18	20,59	15	0,1504	<i>White Noise</i>
	24	26,01	21	0,2060	<i>White Noise</i>

Tabel 4.3 menunjukkan bahwa dari 3 model dugaan sementara terdapat 3 model dugaan yang memenuhi asumsi residual *white noise* yaitu model ARIMA ([1],1,0)(0,0,1)<sup>12</sup> ,

ARIMA (0,1,[1])(0,0,1)<sup>12</sup>, dan ARIMA (0,1,[1,6])(0,0,1)<sup>12</sup> hal tersebut dikarenakan nilai  $\chi^2$  lebih kecil dari  $\chi^2_{(\alpha,k-p)}$  dan p-value lebih besar dari  $\alpha$  sehingga keputusan  $H_0$  gagal ditolak yang artinya data telah memenuhi asumsi residual *white noise*.

#### 4.2.4 Pengujian Asumsi Distribusi Normal

Pengujian asumsi residual digunakan untuk mengetahui residual data memenuhi asumsi residual *white noise* dan distribusi normal, setelah memenuhi asumsi *white noise* kemudian dilanjutkan pemeriksaan asumsi residual yang kedua yaitu asumsi residual berdistribusi normal. Hasil pengujian asumsi residual berdistribusi normal dapat dilihat pada Tabel 4.4 berdasarkan Persamaan 2.21 yang merujuk pada Lampiran 5.1 sampai Lampiran 5.6 untuk asumsi residual berdistribusi normal adalah sebagai berikut.

Pengujian asumsi residual berdistribusi normal yang dinyatakan dengan hipotesis sebagai berikut.

$H_0: F(a_t) = F_0(a_t)$  (Residual data memenuhi asumsi distribusi normal)

$H_1: F(a_t) \neq F_0(a_t)$  (Residual data tidak memenuhi asumsi distribusi normal)

Dengan taraf signifikan  $\alpha$  sebesar 0,05 , maka  $H_0$  ditolak jika KS lebih besar dari pada  $D_{n:(1-\alpha)}$  dan p-value  $< \alpha$ .

**Tabel 4.4** Hasil Pengujian Residual Berdistribusi Normal

Model ARIMA	KS	p-value	Kesimpulan
([1],1,0)(0,0,1) <sup>12</sup>	0,079	>0,1500	Berdistribusi Normal
([6],1,0)(0,0,1) <sup>12</sup>	0,066	> 0,1500	Berdistribusi Normal
([1,6],1,0)(0,0,1) <sup>12</sup>	0,069	>0,1500	Berdistribusi Normal
(0,1,[1])(0,0,1) <sup>12</sup>	0,080	>0,1500	Berdistribusi Normal
(0,1,[6])(0,0,1) <sup>12</sup>	0,057	>0,1500	Berdistribusi Normal
(0,1,[1,6])(0,0,1) <sup>12</sup>	0,071	> 0,1500	Berdistribusi Normal

Tabel 4.4 menunjukkan bahwa dari 6 model dugaan sementara telah memenuhi asumsi residual berdistribusi normal hal tersebut dikarenakan nilai KS lebih kecil dari  $D_{n:(1-\alpha)}$  dan p-

value lebih besar dari  $\alpha$  sehingga diputuskan gagal menolak  $H_0$  yang artinya data telah memenuhi asumsi residual berdistribusi normal.

#### 4.2.5 Pemilihan Model Terbaik Pada Data Nilai Tukar Petani

Permodelan ARIMA pada data Nilai Tukar Petani di Provinsi Jawa Timur menghasilkan satu model yang dengan parameter signifikan, serta memenuhi asumsi residual *white noise* dan distribusi normal. Model terbaik dipilih menggunakan kriteria MAPE yang memiliki nilai terkecil. Berikut merupakan hasil nilai perhitungan MAPE dari data Nilai Tukar Petani di Provinsi Jawa Timur berdasarkan persamaan 2.22.

**Tabel 4.5** Pemilihan Model Terbaik

Model ARIMA	MAPE
$([1],1,0)(0,0,1)^{12}$	0,7770
$(0,1,[1])(0,0,1)^{12}$	0,6580
$(0,1,[1,6])(0,0,1)^{12}$	<b>0,4283</b>

Model terbaik dipilih berdasarkan nilai kesalahan terkecil. Hasil perhitungan nilai kesalahan diatas didapatkan berdasarkan Persamaan 2.22 bahwa model terbaik yang digunakan untuk memprediksi data Nilai Tukar Petani di Provinsi Jawa Timur adalah model ARIMA  $(0,1,[1,6])(0,0,1)^{12}$ . Berikut ini merupakan model terbaik ARIMA  $(0,1,[1,6])(0,0,1)^{12}$  yaitu :

$$(1 - B)Z_t = (1 - \theta_1 B - \theta_6 B^6)(1 - \Theta_1 B^{12})a_t$$

$$Z_t - BZ_t = (1 - \theta_1 B - \theta_6 B^6 - \Theta_1 B^{12} + \theta_1 \Theta_1 B^{13} + \theta_6 \Theta_1 B^{18})a_t$$

$$Z_t - Z_{t-1} = -\theta_1 Z_{t-1} - \theta_6 Z_{t-6} - \Theta_1 Z_{t-12} + \theta_1 \Theta_1 Z_{t-13} + \theta_6 \Theta_1 Z_{t-18} + a_t$$

$$Z_t = Z_{t-1} - \theta_1 Z_{t-1} - \theta_6 Z_{t-6} - \Theta_1 Z_{t-12} + \theta_1 \Theta_1 Z_{t-13} + \theta_6 \Theta_1 Z_{t-18} + a_t$$

$$Z_t = Z_{t-1} + 0,48921Z_{t-1} - 0,22940Z_{t-6} + 0,45627Z_{t-12}$$

$$+ ((-0,48921) * (-0,45627))Z_{t-13} + ((0,22940) * (-0,45627))Z_{t-18} + a_t$$

$$Z_t = Z_{t-1} + 0,48921Z_{t-1} - 0,22940Z_{t-6} + 0,45627Z_{t-12} + 0,2232Z_{t-13}$$

$$- 0,10467Z_{t-18} + a_t$$

Berdasarkan model matematis yang telah diuraikan, diketahui bahwa permalan NTP di provinsi Jawa Timur dipengaruhi oleh NTP di Provinsi Jawa Timur pada 1 bulan sebelumnya, 6 bulan sebelumnya, 12 bulan sebelumnya, 13 bulan sebelumnya, dan 18 bulan sebelumnya, dengan catatan pengaruh NTP pada 6 bulan sebelumnya dan 18 bulan sebelumnya memberikan kontribusi NTP menjadi berkurang.

**Tabel 4.6** Hasil Prediksi pada Nilai Tukar Petani di Provinsi Jawa Timur

Tahun	Bulan	NTP
2018	Mei	104,6541
	Juni	104,9069
	Juli	105,1584
	Agustus	106,0913
	September	106,5417
	Oktober	106,7796
	November	106,8612
	Desember	106,8171

Berdasarkan Tabel 4.6 menunjukkan bahwa pada tahun 2018 Nilai Tukar Petani di Jawa Timur terendah terletak pada bulan Mei dan tertinggi pada bulan November. Nilai Tukar Petani di Jawa Timur dari bulan Mei 2018 sampai dengan Desember 2018 memiliki rentang berkisar 101,8978 sampai dengan 111,7363.



## **BAB V**

### **KESIMPULAN DAN SARAN**

#### **5.1 Kesimpulan**

Berdasarkan hasil analisis dan pembahasan maka didapatkan kesimpulan sebagai berikut.

1. Model terbaik dari Nilai Tukar Petani di Provinsi Jawa Timur yaitu ARIMA  $(0,1,[1,6])(0,0,1)^{12}$  yang berarti bahwa permalanan NTP di provinsi Jawa Timur dipengaruhi oleh NTP di Provinsi Jawa Timur pada 1 bulan sebelumnya, 6 bulan sebelumnya, 12 bulan sebelumnya, 13 bulan sebelumnya, dan 18 bulan sebelumnya, dengan catatan pengaruh NTP pada 6 bulan sebelumnya dan 18 bulan sebelumnya memberikan kontribusi NTP menjadi berkurang.
2. Ramalan Nilai Tukar Petani di Provinsi Jawa Timur dari bulan Mei 2018 sampai dengan Desember 2018 berturut-turut adalah 104,6541; 104,9069; 105,1584; 106,0913; 106,5417; 106,7796; 106,8612; 106,8171.

#### **5.2 Saran**

Saran untuk penelitian selanjutnya yaitu diharapkan menggunakan semua model dugaan baik pola musiman ataupun non musiman. Selain itu, dapat menggunakan data lebih banyak sehingga model dugaan yang diperoleh lebih banyak agar dapat memperoleh akurasi yang lebih minimum.

*Halaman ini sengaja dikosongkan*

## DAFTAR PUSTAKA

- BPS. 2018. *Statistik Nilai Tukar Petani Provinsi Jawa Timur 2017*. Surabaya: PT. Sinar Murni Indo Printing.
- Daniel, W. W. 1989. *Statistika Non Parametrik Terapan*. Jakarta: PT. Gramedia.
- Gujarati, D. N. 2009. *Basic Econometrics 5<sup>th</sup> Edition*. New York: Mc Graw Hill.
- Kementerian Pertanian. 2015. *Rencana Strategis Kementerian Pertanian Tahun 2015 - 2019*. Jakarta: Kementerian Pertanian RI.
- Komara, A. N. 2012. *Peramalan Langsung dan Tidak Langsung dengan ARIMA dan TAR (Studi Kasus: Nilai Tukar Petani)*. Surabaya: ITS Press.
- Makridakis, S., Wheelwright, S. C., & McGee, V. E. 1999. *Metode Dan Aplikasi Peramalan*. Jakarta: Erlangga.
- Oktaviani, M. R. 2016. *Peramalan Nilai Tukar Petani Provinsi Jawa Tengah dengan Metode Berkala ARIMA*. Semarang: UNNES Press.
- Putong. 2003. Daya Beli dan Sikap Pelanggan Terhadap Pemakaian (*usage*) telpon, diakses dari <http://repository.upi.edu> pada tanggal 7 Februari 2018.
- Wei, W. W. S. 2006. *Time Series Analysis: Univariate and Multivariate Methods. 2nd Edition*. Pearson Addison Wesley, Boston.



## LAMPIRAN

### Lampiran 1. Data Nilai Tukar Petani

Bulan	Tahun						
	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018
Januari	104.47	105.03	104.84	105.23	105.9	103.12	106.72
Februari	103.02	104.18	104.67	106.18	105.32	101.81	105.47
Maret	102.21	103.16	104.07	104.32	103.77	101.66	104.7
April	102.89	103.57	104.19	102.82	103.83	101.84	104.55
Mei	103.41	104.25	104.32	102.5	104.28	102.16	
Juni	103.21	104.63	104.29	103.05	104.59	103	
Juli	103.37	104.69	104.32	103.87	104.56	103.91	
Agustus	104.08	104.62	104.58	105.14	104.74	105.4	
September	104.47	104.89	105.3	106.42	105.8	106.37	
Oktober	104.82	105.96	106.08	105.76	104.98	106.94	
November	104.93	105.18	105.88	106.56	103.79	106.5	
Desember	104.96	104.85	104.41	106.13	103.95	106.44	

**Lampiran 2. Output Minitab Autocorrelation Function****Lampiran 2.1 Output Minitab Autocorrelation Function sebelum differencing****Autocorrelation Function: Insample**

Lag	ACF	T	LBQ
1	0.770234	6.44	43.33
2	0.434554	2.46	57.33
3	0.169040	0.88	59.48
4	-0.072759	-0.38	59.88
5	-0.286837	-1.48	66.26
6	-0.396839	-1.99	78.66
7	-0.356636	-1.69	88.84
8	-0.212062	-0.97	92.50
9	-0.014815	-0.07	92.51
10	0.147979	0.67	94.35
11	0.243422	1.09	99.41
12	0.281705	1.24	106.31
13	0.159691	0.69	108.57
14	-0.041397	-0.18	108.72
15	-0.159729	-0.68	111.06
16	-0.258840	-1.10	117.31
17	-0.353846	-1.48	129.22
18	-0.339905	-1.38	140.42
19	-0.198875	-0.78	144.32
20	-0.012591	-0.05	144.34
21	0.141974	0.56	146.41
22	0.250170	0.97	152.98
23	0.293672	1.13	162.23
24	0.253929	0.96	169.30
25	0.190449	0.71	173.36
26	0.030721	0.11	173.47
27	-0.136214	-0.50	175.64
28	-0.258711	-0.95	183.67
29	-0.316166	-1.15	195.96
30	-0.282578	-1.01	206.02
31	-0.189628	-0.67	210.67
32	-0.090411	-0.32	211.75
33	-0.013006	-0.05	211.78
34	0.075185	0.26	212.57
35	0.154364	0.54	216.00
36	0.166323	0.58	220.10

Lampiran 2.1 *Output Minitab Autocorrelation Function* sebelum *differencing* (Lanjutan)

**Autocorrelation Function: Insample**

Lag	ACF	T	LBQ
37	0.123554	0.43	222.43
38	0.041475	0.14	222.70
39	-0.056558	-0.20	223.22
40	-0.155752	-0.54	227.30
41	-0.231815	-0.80	236.64
42	-0.258063	-0.88	248.63
43	-0.209373	-0.70	256.81
44	-0.120267	-0.40	259.61
45	-0.054801	-0.18	260.22
46	0.019491	0.06	260.30
47	0.083463	0.28	261.82
48	0.106856	0.36	264.44
49	0.059841	0.20	265.30
50	0.002675	0.01	265.30
51	-0.044563	-0.15	265.83
52	-0.076412	-0.25	267.46
53	-0.101178	-0.34	270.50
54	-0.095345	-0.32	273.36
55	-0.019344	-0.06	273.49
56	0.094436	0.31	276.70
57	0.158003	0.52	286.38
58	0.185410	0.61	300.81
59	0.204687	0.67	320.01
60	0.185057	0.60	337.27
61	0.129648	0.42	346.68
62	0.067232	0.22	349.53
63	0.007004	0.02	349.57
64	-0.036747	-0.12	350.70
65	-0.071157	-0.23	355.81
66	-0.095609	-0.31	367.32
67	-0.081943	-0.26	378.60
68	-0.033434	-0.11	381.42
69	0.001964	0.01	381.44

Lampiran 2.2 *Output Minitab Autocorrelation Function* sesudah differencing

```
MTB > ACF 'diff';
SUBC> Lags 70.
```

**Autocorrelation Function: diff**

Lag	ACF	T	LBQ
1	0.305630	2.54	6.73
2	-0.116855	-0.89	7.73
3	0.033776	0.25	7.81
4	-0.012328	-0.09	7.82
5	-0.208826	-1.57	11.16
6	-0.359916	-2.62	21.24
7	-0.252862	-1.68	26.29
8	-0.142087	-0.91	27.91
9	0.003350	0.02	27.91
10	0.117728	0.74	29.06
11	0.156173	0.98	31.12
12	0.329681	2.04	40.46
13	0.147572	0.86	42.37
14	-0.141525	-0.82	44.15
15	-0.039367	-0.23	44.29
16	-0.014530	-0.08	44.31
17	-0.257633	-1.47	50.57
18	-0.293602	-1.63	58.85
19	-0.110767	-0.59	60.05
20	-0.021253	-0.11	60.09
21	0.077534	0.41	60.71
22	0.149384	0.79	63.03
23	0.181963	0.96	66.56
24	0.110430	0.57	67.89
25	0.199696	1.03	72.33
26	0.100445	0.51	73.48
27	-0.031554	-0.16	73.59
28	-0.112172	-0.57	75.10
29	-0.194922	-0.98	79.75
30	-0.171135	-0.85	83.43
31	-0.114210	-0.56	85.11
32	-0.068146	-0.33	85.72
33	0.032217	0.16	85.87
34	0.076542	0.37	86.69
35	0.076064	0.37	87.52



Lampiran 2.2 *Output Minitab Autocorrelation Function* sesudah *differencing* (Lanjutan)

Lag	ACF	T	LBQ
36	0.122514	0.60	89.75
37	0.148020	0.72	93.10
38	0.089258	0.43	94.36
39	0.020067	0.10	94.43
40	-0.059108	-0.28	95.02
41	-0.132029	-0.63	98.07
42	-0.185184	-0.88	104.29
43	-0.097802	-0.46	106.09
44	0.018887	0.09	106.16
45	-0.032745	-0.15	106.38
46	0.024054	0.11	106.50
47	0.081900	0.38	108.00
48	0.127209	0.60	111.77
49	0.094918	0.44	113.98
50	-0.007117	-0.03	113.99
51	-0.046171	-0.21	114.57
52	-0.017001	-0.08	114.66
53	-0.055162	-0.26	115.59
54	-0.135034	-0.63	121.54
55	-0.070142	-0.32	123.26
56	0.059138	0.27	124.58
57	0.036575	0.17	125.13
58	0.024555	0.11	125.40
59	0.097635	0.45	130.07
60	0.096113	0.44	135.10
61	0.038597	0.18	136.01
62	0.015743	0.07	136.18
63	0.000277	0.00	136.18
64	-0.017040	-0.08	136.47
65	-0.042361	-0.19	138.66
66	-0.066185	-0.30	145.82
67	-0.046715	-0.21	151.16
68	-0.020153	-0.09	153.15

**Lampiran 3. Output Minitab Partial Autocorrelation Function**  
sesudah differencing**Partial Autocorrelation Function: diff**

Lag	PACF	T
1	0.305630	2.54
2	-0.231929	-1.93
3	0.173297	1.44
4	-0.137122	-1.14
5	-0.150837	-1.25
6	-0.306091	-2.54
7	-0.120134	-1.00
8	-0.173065	-1.44
9	0.072972	0.61
10	0.021104	0.18
11	0.068764	0.57
12	0.222140	1.85
13	-0.158092	-1.31
14	-0.195496	-1.62
15	-0.010482	-0.09
16	-0.048768	-0.41
17	-0.145242	-1.21
18	-0.002892	-0.02
19	-0.069618	-0.58
20	-0.074369	-0.62
21	0.044405	0.37
22	-0.060285	-0.50
23	0.044697	0.37
24	-0.143893	-1.20
25	0.196924	1.64
26	-0.023934	-0.20
27	0.134282	1.12
28	-0.169546	-1.41
29	0.059998	0.50
30	-0.122229	-1.02
31	-0.032429	-0.27
32	-0.069602	-0.58
33	0.093313	0.78
34	-0.086822	-0.72
35	-0.070729	-0.59

**Lampiran 3. Output Minitab Partial Autocorrelation Function  
sesudah differencing (Lanjutan)**

**Partial Autocorrelation Function: diff**

Lag	PACF	T
36	0.060082	0.50
37	-0.100527	-0.84
38	0.075894	0.63
39	0.087149	0.72
40	0.068471	0.57
41	-0.081625	-0.68
42	-0.124293	-1.03
43	0.035570	0.30
44	0.041730	0.35
45	-0.025199	-0.21
46	-0.036814	-0.31
47	0.057203	0.48
48	-0.164773	-1.37
49	-0.004968	-0.04
50	-0.135225	-1.12
51	0.034830	0.29
52	-0.031912	-0.27
53	0.105595	0.88
54	-0.045014	-0.37
55	0.035697	0.30
56	-0.031909	-0.27
57	0.051586	0.43
58	0.011910	0.10
59	-0.059018	-0.49
60	0.011733	0.10
61	0.011617	0.10
62	0.044364	0.37
63	-0.016088	-0.13
64	0.013757	0.11
65	-0.027832	-0.23
66	-0.003821	-0.03
67	0.060784	0.50
68	-0.014489	-0.12

**Lampiran 4. Syntax SAS Pengujian Model ARIMA****Lampiran 4.1 Syntax SAS Pengujian Model ARIMA  
([1],1,0)(0,0,1)<sup>12</sup>**

```
data ntp;
input y;
datalines;
104.47
103.02
102.21
102.89
103.41
103.21
103.37
104.08
104.47
104.82
104.93
104.96
105.03
104.18
103.16
103.57
104.25
104.63
.
.
.
103
103.91
105.4
106.37
106.94
;
proc arima data=ntp;
identify var=y(1);
estimate p=(1) (0) q=(0) (12) method=cls
nonconstant;
forecast lead=12 printall out=out2;
run;
outlier maxnum=10 alpha=0.05;
proc univariate data=out2 normal;
var residual;
run;
```

Lampiran 4.2 *Syntax SAS* Pengujian Model ARIMA  
([6],1,0)(0,0,1)<sup>12</sup>

```
data ntp;
input y;
datalines;
104.47
103.02
102.21
102.89
103.41
103.21
103.37
104.08
104.47
104.82
104.93
104.96
105.03
104.18
103.16
103.57
104.25
104.63
.
.
.
103
103.91
105.4
106.37
106.94
;
proc arima data=ntp;
identify var=y(1);
estimate p=(6) (0) q=(0) (12) method=cls
nonconstant;
forecast lead=12 printall out=out2;
run;
outlier maxnum=10 alpha=0.05;
proc univariate data=out2 normal;
var residual;
run;
```

Lampiran 4.3 *Syntax* SAS Pengujian Model ARIMA  
([1,6],1,0)(0,0,1)<sup>12</sup>

```
data ntp;
input y;
datalines;
104.47
103.02
102.21
102.89
103.41
103.21
103.37
104.08
104.47
104.82
104.93
104.96
105.03
104.18
103.16
103.57
104.25
104.63
.
.
.
103
103.91
105.4
106.37
106.94
;
proc arima data=ntp;
identify var=y(1);
estimate p=(1,6) (0) q=(0) (12) method=cls
nonconstant;
forecast lead=12 printall out=out2;
run;
outlier maxnum=10 alpha=0.05;
proc univariate data=out2 normal;
var residual;
run;
```

Lampiran 4.4 *Syntax SAS* Pengujian Model ARIMA  
(0,1,[1])(0,0,1)<sup>12</sup>

```
data ntp;
input y;
datalines;
104.47
103.02
102.21
102.89
103.41
103.21
103.37
104.08
104.47
104.82
104.93
104.96
105.03
104.18
103.16
103.57
104.25
104.63
.
.
.
103
103.91
105.4
106.37
106.94
;
proc arima data=ntp;
identify var=y(1);
estimate p=(0) (0) q=(1) (12) method=cls
nonconstant;
forecast lead=12 printall out=out2;
run;
outlier maxnum=10 alpha=0.05;
proc univariate data=out2 normal;
var residual;
run;
```

Lampiran 4.5 *Syntax* SAS Pengujian Model ARIMA  
(0,1,[6])(0,0,1)<sup>12</sup>

```
data ntp;
input y;
datalines;
104.47
103.02
102.21
102.89
103.41
103.21
103.37
104.08
104.47
104.82
104.93
104.96
105.03
104.18
103.16
103.57
104.25
104.63
.
.
.
103
103.91
105.4
106.37
106.94
;
proc arima data=ntp;
identify var=y(1);
estimate p=(0) (0) q=(6) (12) method=cls
nonconstant;
forecast lead=12 printall out=out2;
run;
outlier maxnum=10 alpha=0.05;
proc univariate data=out2 normal;
var residual;
run;
```



Lampiran 4.6 *Syntax SAS* Pengujian Model ARIMA  
(0,1,[1,6])(0,0,1)<sup>12</sup>

```
data ntp;
input y;
datalines;
104.47
103.02
102.21
102.89
103.41
103.21
103.37
104.08
104.47
104.82
104.93
104.96
105.03
104.18
103.16
103.57
104.25
104.63
.
.
.
103
103.91
105.4
106.37
106.94
;
proc arima data=ntp;
identify var=y(1);
estimate p=(0) (0) q=(1,6) (12) method=cls
nonconstant;
forecast lead=12 printall out=out2;
run;
outlier maxnum=10 alpha=0.05;
proc univariate data=out2 normal;
var residual;
run;
```

**Lampiran 5. Output SAS Hasil Pengujian ARIMA****Lampiran 5.1 Output SAS Hasil Pengujian ARIMA  
([1],1,0)(0,0,1)<sup>12</sup>**

Conditional Least Squares Estimation									
Parameter	Estimate		Standard Error	t Value	Pr >  t	Approx			Lag
MA1,1	-0.45462		0.12913	-3.52	0.0008				12
AR1,1	0.29195		0.11799	2.47	0.0159				1

Autocorrelation Check of Residuals									
Lag	Square	DF	ChiSq	To	Chi-	Pr >	-----Autocorrelations-----		
6	7.92	4	0.0945	0.072	-0.265	0.056	0.052	-0.012	-0.160
12	15.39	10	0.1186	-0.153	-0.145	0.004	0.214	-0.029	-0.018
18	23.99	16	0.0896	0.057	-0.114	0.051	0.082	-0.189	-0.175
24	27.51	22	0.1926	0.024	0.074	-0.007	-0.018	0.162	-0.025

Tests for Normality				
Test	--Statistic--		-----p Value-----	
Shapiro-Wilk	W	0.971627	Pr < W	0.1178
Kolmogorov-Smirnov	D	0.079817	Pr > D	>0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq	0.073237	Pr > W-Sq	>0.2500
Anderson-Darling	A-Sq	0.511713	Pr > A-Sq	0.1978

**Lampiran 5.2 Output SAS Hasil Pengujian ARIMA  
([6],1,0)(0,0,1)<sup>12</sup>**

Conditional Least Squares Estimation									
Parameter	Estimate		Standard Error	t Value	Pr >  t	Approx			Lag
MA1,1	-0.32650		0.13764	-2.37	0.0206				12
AR1,1	-0.30168		0.12841	-2.35	0.0218				6

Autocorrelation Check of Residuals									
Lag	Square	DF	ChiSq	To	Chi-	Pr >	-----Autocorrelations-----		
6	7.23	4	0.1242	0.212	-0.226	0.017	-0.006	-0.053	0.015
12	21,68	10	0.0168	-0.196	-0.308	0.001	0.212	-0.018	-0.013
18	32,17	16	0.0095	0.010	-0.155	0.041	0.118	-0.168	-0.210
24	33,95	22	0.0497	0.024	0.039	-0.031	-0.067	0.093	-0.030

Tests for Normality				
Test	--Statistic--		-----p Value-----	
Shapiro-Wilk	W	0.97598	Pr < W	0.2049
Kolmogorov-Smirnov	D	0.066123	Pr > D	>0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq	0.051092	Pr > W-Sq	>0.2500
Anderson-Darling	A-Sq	0.431986	Pr > A-Sq	>0.2500

Lampiran 5.3 *Output* SAS Hasil Pengujian ARIMA  
 $([1,6],1,0)(0,0,1)^{12}$

Conditional Least Squares Estimation										
Parameter	Estimate		Standard Error	t Value	Pr >  t	Approx				Lag
MA1,1	-0.37653		0.13262	-2.84	0.0060					12
AR1,1	0.26545		0.11609	2.29	0.0254					1
AR1,2	-0.25504		0.12546	-2.03	0.0461					6
Autocorrelation Check of Residuals										
Lag	Square	DF	To ChiSq	Chi-	Pr >	-----Autocorrelations-----				
6	8.27	3	0.0407	0.026	-0.312	0.090	0.019	-0.065	0.040	
12	19.25	9	0.0232	-0.101	-0.254	0.006	0.230	-0.073	-0.039	
18	30.18	15	0.0113	0.043	-0.173	0.052	0.163	-0.155	0.181	
24	33.40	21	0.0420	0.081	0.04	-0.020	0.011	0.112	-0.096	
Tests for Normality										
Test	--Statistic--			----p Value-----						
Shapiro-Wilk	W	0.968517	Pr < W	0.0790						
Kolmogorov-Smirnov	D	0.069554	Pr > D	>0.1500						
Cramer-von Mises	W-Sq	0.069327	Pr > W-Sq	>0.2500						
Anderson-Darling	A-Sq	0.531027	Pr > A-Sq	0.176						

Lampiran 5.4 *Output* SAS Hasil Pengujian ARIMA  
 $(0,1,[1])(0,0,1)^{12}$

Conditional Least Squares Estimation										
Parameter	Estimate		Standard Error	t Value	Pr >  t	Approx				Lag
MA1,1	-0.53804		0.10787	-4.99	<.0001					1
MA2,1	-0.51416		0.13019	-3.95	0.0002					12
Autocorrelation Check of Residuals										
Lag	Square	DF	To ChiSq	Chi-	Pr >	-----Autocorrelations-----				
6	3.81	4	0.4327	-0.092	-0.124	0.065	-0.001	0.030	-0.148	
12	10.98	10	0.3593	-0.114	-0.111	-0.042	0.230	-0.062	-0.059	
18	17.29	16	0.3670	0.081	-0.109	0.056	0.061	-0.162	-0.129	
24	25.38	22	0.2792	0.034	0.039	0.029	-0.101	0.232	-0.094	
Tests for Normality										
Test	--Statistic--			----p Value-----						
Shapiro-Wilk	W	0.977558	Pr < W	0.2493						
Kolmogorov-Smirnov	D	0.080475	Pr > D	>0.1500						
Cramer-von Mises	W-Sq	0.086561	Pr > W-Sq	0.1724						
Anderson-Darling	A-Sq	0.568674	Pr > A-Sq	0.1399						

Lampiran 5.5 *Output SAS* Hasil Pengujian ARIMA  
(0,1,[6])(0,0,1)<sup>12</sup>

Conditional Least Squares Estimation									
Parameter	Estimate		Standard Error	t Value	Pr >  t	Approx		Lag	
MA1,1	0.32732		0.13422	2.44	0.0174			6	
MA2,1	-0.41894		0.14559	-2.88	0.0054			12	

Autocorrelation Check of Residuals									
Lag	Square	DF	To ChiSq	Chi-	Pr >	-----Autocorrelations-----			
6	7.53	4	0.1104	0.215	-0.231	0.013	-0.011	-0.054	0.027
12	22.43	10	0.0131	-0.198	-0.316	0.006	0.211	-0.021	-0.010
18	32.95	16	0.0075	0.012	-0.148	0.047	0.114	-0.175	-0.211
24	34.43	22	0.0444	0.027	0.036	0.026	0.059	0.089	-0.010

Tests for Normality			
Test	--Statistic--	----p Value-----	
Shapiro-Wilk	W 0.978882	Pr < W	0.2930
Kolmogorov-Smirnov	D 0.056783	Pr > D	>0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.043432	Pr > W-Sq	>0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.371977	Pr > A-Sq	>0.2500

Lampiran 5.6 *Output SAS* Hasil Pengujian ARIMA  
(0,1,[1,6])(0,0,1)<sup>12</sup>

Conditional Least Squares Estimation									
Parameter	Estimate		Standard Error	t Value	Pr >  t	Approx		Lag	
MA1,1	-0.48921		0.10430	-4.69	<.0001			1	
MA1,2	0.22940		0.10873	2.11	0.0387			6	
MA2,1	-0.45627		0.13696	-3.33	0.0014			12	


  

Autocorrelation Check of Residuals									
Lag	Square	DF	To ChiSq	Chi-	Pr >	-----Autocorrelations-----			
6	2.66	3	0.4471	-0.079	-0.164	0.053	-0.011	0.011	0.004
12	12.60	9	0.1814	-0.207	-0.142	-0.024	0.229	-0.053	-0.057
18	20.59	15	0.1504	0.062	-0.139	0.085	0.077	-0.146	-0.168
24	26.01	21	0.2060	0.065	0.015	0.048	-0.060	0.171	-0.108

Tests for Normality			
Test	--Statistic--	----p Value-----	
Shapiro-Wilk	W 0.982269	Pr < W	0.4346
Kolmogorov-Smirnov	D 0.071561	Pr > D	>0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq 0.065823	Pr > W-Sq	>0.2500
Anderson-Darling	A-Sq 0.419901	Pr > A-Sq	>0.2500

## Lampiran 6. Surat Keterangan Permohonan Pengambilan Data



KEMENTERIAN RISET, TEKNOLOGI, DAN PENDIDIKAN TINGGI  
**INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER**  
**FAKULTAS VOKASI**  
**DEPARTEMEN STATISTIKA BISNIS**

Kampus ITS Sukolilo, Surabaya 60111  
 Telp. : 031-594 3352, 031-599 4251 Fax. : 031-592 2940 PABX: 1213, 1214  
<http://www.statistics.its.ac.id>

---

Nomor : 036920/IT2.VI.8.6 /TU.00.09/2018  
 Perihal : Permohonan ijin memperoleh data untuk Tugas Akhir

Kepada Yth : Kepala Badan Pusat Statistik Provinsi Jawa Timur  
 Jl. Raya Kendangsari Industri No 43-44 Surabaya

Dengan Hormat,


Dalam rangka menyelesaikan studi di Departemen Statistika Bisnis - ITS, mahasiswa diwajibkan untuk melakukan Tugas Akhir. Sehubungan dengan hal tersebut, kami mohon agar mahasiswa berikut :

Nama	: DINA WIDYA YUNITA
NRP	: 10611500000023
Program Studi	: Diploma III (D III)
Judul Tugas Akhir	: Peramalan Nilai Tukar Petani di Jawa Timur Menggunakan ARIMA Box-Jenkins

diperkenankan memperoleh data dan penelitian untuk keperluan Tugas Akhir yang pelaksanaan dari kegiatan pengambilan data tersebut diperkirakan pada Februari 2018 - Mei 2018.


Demikian surat ini kami sampaikan, atas bantuan dan kerjasama yang baik, kami mengucapkan terima kasih.

22 Mei 2018  
 Kepala,




Dr. Wahyu Wibowo, S.Si., M.Si  
 NIP. 49740328 199802 1 001  
 STATISTIKA BISNIS

## Lampiran 6. Surat Keterangan Permohonan Pengambilan Data (Lanjutan)



**BADAN PUSAT STATISTIK  
PROVINSI JAWA TIMUR**



**SURAT KETERANGAN**

Yang bertanda tangan dibawah ini :

N a m a	: Thomas Wunang Tjahjo, M.Sc, M.Eng.
N I P	: 19700329 1992 11 1 001
Jabatan	: Kepala Bidang Integrasi Pengolahan dan Diseminasi Statistik

Dengan ini menerangkan bahwa :

N a m a	: Dina Widya Yunita
Fakultas/Program Studi	: Fakultas Vokasi / Statistika Bisnis
N.R.P	: 10611500000023
Alamat Rumah	: Jl. Margorakun IX/7, Surabaya
Akademi / Universitas	: Institut Teknologi Sepuluh Nopember ( ITS ) Telp (031) 594 3352, (031) 599 4251-55 Fax (031) 592 2940

Di berikan kesempatan menggunakan data Badan Pusat Statistik ( BPS ) Provinsi Jawa Timur, dengan syarat menyebut judul publikasi dan sumbernya serta tidak untuk tujuan komersil. Data ini digunakan dalam rangka menyusun Tugas Akhir / Skripsi / Thesis / Disertasi dengan judul :

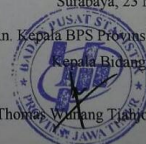
***"Peramalan Nilai Tukar Petani di Jawa Timur Menggunakan ARIMA BOX JENKINS "***

Demikian surat keterangan ini dibuat dan agar dipergunakan sebagaimana mestinya

Surabaya, 23 Mei 2018

An. Kepala BPS Provinsi Jawa Timur  
Kepala Bidang IPDS

Thomas Wunang Tjahjo, M.Sc, M.Eng.



Jalan Raya Kendangsari Industri No. 43 - 44, Surabaya - 60292  
Telp. 031 - 8439343 Fax. 031 - 8494007. Homepage: <http://jatim.bps.go.id> E-mail: [bps3500@bps.go.id](mailto:bps3500@bps.go.id)

## Lampiran 7. Surat Keaslian Data

### SURAT PERYATAAN

Saya yang bertanda di bawah ini, mahasiswa Departemen Statistika Bisnis Fakultas Vokasi ITS :

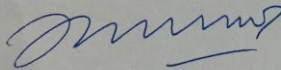
Nama : Dina Widya Yunita  
NRP : 1061150000023

Menyatakan bahwa data yang digunakan dalam Tugas Akhir ini merupakan data sekunder yang diambil dari Penelitian/Buku/Tugas Akhir/Thesis/Publikasi \*) yaitu :

Sumber : Publikasi Badan Pusat Statistika Provinsi Jawa Timur  
Keterangan: Publikasi yang digunakan adalah data Nilai Tukar Petani di Jawa Timur yang meliputi :  
1. Statistik Nilai Tukar Petani Provinsi Jawa Timur 2017

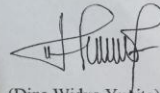
Surat pernyataan ini dibuat dengan sebenar-benarnya. Apabila terdapat pemalsuan data, maka saya siap menerima sanksi sesuai dengan peraturan yang berlaku.

Mengetahui,  
Dosen Pembimbing Tugas Akhir



(Dr. Wahyu Wibowo, S.Si., M.Si)  
NIP. 19740328 199802 1 001

Surabaya, 14 Mei 2018  
Yang Membuat Pernyataan



(Dina Widya Yunita)  
NRP. 1061150000023

*Halaman ini sengaja dikosongkan*



## BIODATA PENULIS



Penulis bernama Dina Widya Yunita yang sehari-hari biasa disapa Dina. Penulis merupakan anak terakhir dari dua bersaudara. Lahir di Surabaya pada tanggal 28 Juni 1997. Penulis telah menyelesaikan studi Sekolah Dasar di SDN Tembok Dukuh IV Surabaya (2003-2009), SMP Negeri 7 Surabaya (2009-2012), SMA Negeri 7 Surabaya (2012-2015) dan saat ini melanjutkan studi Diploma III Departemen

Statistika Bisnis Fakultas Vokasi ITS angkatan 2015 yang biasa disebut “HEROES”. Selama perkuliahan penulis mengikuti beberapa kepanitiaan. Tahun pertama penulis menjadi Volunteer PRS 2016. Tahun berikutnya penulis bergabung di kepanitiaan sie Kesekretariatan OC GERIGI ITS 2016, *Liaison Officer* PRS 2017 dan ikut berpartisipasi sebagai anggota *Department Controlling* di Dewan Perwakilan Angkatan HIMADATA-ITS periode 2016/2017.

Penulis sangat berharap akan kritik dan saran yang dapat membangun sehingga untuk informasi dan komunikasi lebih lanjut maka penulis dapat dihubungi melalui :

Email : [dinawidyayunita@gmail.com](mailto:dinawidyayunita@gmail.com)

No tlp : 082264465520