PERAMALAN HARGA CABAI RAWIT DI PROVINSI JAWA TIMUR MENGGUNAKAN METODE ARIMAX

SKRIPSI

Disusun Oleh
ONY AVRILIA DIAH SETYOWATI
H72216039

PROGRAM STUDI MATEMATIKA
FAKULTAS SAINS DAN TEKNOLOGI
UNIVERSITAS ISLAM NEGERI SUNAN AMPEL
SURABAYA

2020

PERNYATAAN KEASLIAN

Saya yang bertanda tangan di bawah ini,

Nama	:	ONY AVRILIA DIAH SETYOWATI
NIM	:	H72216039
Program Studi	:	Matematika
Angkatan	:	2016

Menyatakan bahwa saya tidak melakukan plagiat dalam penulisan skripsi saya yang berjudul " PERAMALAN HARGA CABAI RAWIT DI PROVINSI JAWA TIMUR MENGGUNAKAN METODE ARIMAX ". Apabila suatu saat nanti terbukti saya melakukan tindakan plagiat, maka saya bersedia menerima sanksi yang telah ditetapkan.

Demikian pernyataan keaslian ini saya buat dengan sebenar-benarnya.

Surabaya, 03 Juli 2020

Yang menyatakan,

ONY AVRILIA DIAH SETYOWATI

NIM. H72216039

LEMBAR PERSETUJUAN PEMBIMBING

Skripsi oleh

Nama	:	ONY AVRILIA DIAH SETYOWATI
NIM	:	H72216039
Judul Skripsi	:	PERAMALAN HARGA CABAI RAWIT DI PROVINSI JAWA TIMUR MENGGUNAKAN METODE ARIMAX

telah diperiksa dan disetujui untuk diujikan.

Surabaya, 15 Juni 2020

Pembimbing

Yuniar Farida, M.T
NIP. 197905272014032002

PENGESAHAN TIM PENGUJI SKRIPSI

Skripsi oleh

Nama	:	ONY AVRILIA DIAH SETYOWATI
NIM	:	H72216039
Judul Skripsi	:	PERAMALAN HARGA CABAI RAWIT DI PROVINSI JAWA TIMUR MENGGUNAKAN METODE ARIMAX

Telah dipertahankan di depan Tim Penguji
pada tanggal 03 Juli 2020

Mengesahkan,
Tim Penguji

Penguji I

Yuniar Farida, M.T
NIP. 197905272014032002

Penguji II

Dian Candra Rini Novitasari, M.Kom.
NIP. 198511242014032001

Penguji III

Putroue Keumala Intan, M.Si.
NIP. 198805282018012001

Penguji IV

Wika Dianita Utami, M.Sc.
NIP. 199206102018012003

Mengetahui,
Plt. Dekan Fakultas Sains dan Teknologi
UIN Sunan Ampel Surabaya

Dr. Evi Fatimatur Rusydiyah, M.Ag
NIP. 197312272005012003

KEMENTERIAN AGAMA
UNIVERSITAS ISLAM NEGERI SUNAN AMPEL SURABAYA
PERPUSTAKAAN
Jl. Jend. A. Yani 117 Surabaya 60237 Telp. 031-8431972 Fax.031-8413300
E-Mail: perpus@uinsby.ac.id

LEMBAR PERNYATAAN PERSETUJUAN PUBLIKASI
KARYA ILMIAH UNTUK KEPENTINGAN AKADEMIS

Sebagai sivitas akademika UIN Sunan Ampel Surabaya, yang bertanda tangan di bawah ini, saya:

Nama : ONY AVRILIA DIAH SETYOWATI
NIM : H72216039
Fakultas/Jurusan : SAINTEK/MATEMATIKA
E-mail address : onyavrilia@gmail.com

Demi pengembangan ilmu pengetahuan, menyetujui untuk memberikan kepada Perpustakaan UIN Sunan Ampel Surabaya, Hak Bebas Royalti Non-Eksklusif atas karya ilmiah :
■ Sekripsi ☐ Tesis ☐ Desertasi ☐ Lain-lain (.....)
yang berjudul :
PERAMALAN HARGA CABAI RAWIT DI PROVINSI JAWA TIMUR
MENGGUNAKAN METODE ARIMAX

beserta perangkat yang diperlukan (bila ada). Dengan Hak Bebas Royalti Non-Ekslusif ini Perpustakaan UIN Sunan Ampel Surabaya berhak menyimpan, mengalih-media/format-kan, mengelolanya dalam bentuk pangkalan data (database), mendistribusikannya, dan menampilkan/mempublikasikannya di Internet atau media lain secara ***fulltext*** untuk kepentingan akademis tanpa perlu meminta ijin dari saya selama tetap mencantumkan nama saya sebagai penulis/pencipta dan atau penerbit yang bersangkutan.

Saya bersedia untuk menanggung secara pribadi, tanpa melibatkan pihak Perpustakaan UIN Sunan Ampel Surabaya, segala bentuk tuntutan hukum yang timbul atas pelanggaran Hak Cipta dalam karya ilmiah saya ini.

Demikian pernyataan ini yang saya buat dengan sebenarnya.

Surabaya, 13 Agustus 2020

Penulis

(ONY AVRILIA DIAH S.)

ABSTRAK

PERAMALAN HARGA CABAI RAWIT DI PROVINSI JAWA TIMUR MENGGUNAKAN METODE ARIMAX

Cabai merupakan bagian dari tanaman sayuran holtikultura yang memiliki permintaan tinggi di pasar domestik maupun mancanegara seperti Singapura dan Malaysia. Berdasarkan hasil catatan BPS (Badan Pusat Statistik), Provinsi Jawa Timur menduduki provinsi penghasil cabai rawit terbesar di Indonesia. Pada saat tertentu harga cabai melonjak tinggi dengan fluktuasi harganya berpengaruh cukup signikan terhadap inflasi. Komoditas cabai menjadi penyumbang utama inflasi di Jawa Timur pada tahun 2016. Untuk menghindari dampak-dampak negatif dari fluktasi harga cabai yang dapat mempengaruhi inflasi yang suatu saat akan terjadi, maka perlu dilakukan peramalan pada harga cabai rawit khususnya di Provinsi Jawa Timur dengan menggunakan metode ARIMAX. Metode ARIMAX *(Autoregressive Integrated Moving Average Exsogenous)* yaitu metode ARIMA yang diperbarui dengan menambahkan variabel eksogen atau gabungan dari model *Time Series Regression* dengan ARIMA. Penambahan variabel eksogen pada metode ARIMA berupa variasi kalender yaitu dengan variabel *dummy* sebagai efek variasi kalender. Hasil penelitian diperoleh bahwa model terbaik untuk meramalkan data harga harga cabai rawit di Provinsi Jawa Timur pada tahun 2020 adalah ARIMAX([1,16],0,0) dengan nilai RMSE sebesar 12195 dan nilai MAPE sebesar 24%. Artinya model ARIMAX ini cukup layak digunakan untuk meramalkan harga cabai rawit di Provinsi Jawa Timur.

Kata kunci: Harga cabai rawit, ARIMA, ARIMAX, Peramalan

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

ABSTRACT

PERAMALAN HARGA CABAI RAWIT DI PROVINSI JAWA TIMUR MENGGUNAKAN METODE ARIMAX

Chili is part of horticultural vegetable crops that have high demand in the domestic and foreign markets such as Singapore and Malaysia. Based on the results of BPS (Badan Pusat Statistik) records, East Java Province occupies the largest producer of chili in Indonesia. At a certain time the price of chili surged high with fluctuations in price significantly influencing inflation. The chilli commodity became the main contributor to inflation in East Java in 2016. To avoid the negative effects of chili price fluctuations that can affect inflation that will one day occur, it is necessary to forecast the price of cayenne pepper, especially in East Java Province using the ARIMAX method . The ARIMAX(Autoregressive Integrated Moving Average Exsogenous) is the updated ARIMA method by adding exogenous variables or a combination of the Time Series Regression model with ARIMA. The addition of exogenous variables to the ARIMA method in the form of calendar variations is by dummy variable as the effect of calendar variations. The results of the study were obtained that the best model for predicting the price data of chili in East Java Province in 2020 is ARIMAX ([1.16], 0.0) with an RMSE value of 12195 and a MAPE value of 24 %. This means that the ARIMAX model is quite feasible to use to predict the price of chili in East Java Province.

Keywords: Prices for chili, ARIMA, ARIMAX, Forecasting

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

DAFTAR ISI

HALAMAN PERNYATAAN KEASLIAN . . . . . **ii**
LEMBAR PERSETUJUAN PEMBIMBING . . . . . **iii**
PENGESAHAN TIM PENGUJI SKRIPSI . . . . . **iv**
LEMBAR PERNYATAAN PERSETUJUAN PUBLIKASI . . . . . **v**
ABSTRAK . . . . . **vi**
ABSTRACT . . . . . **vii**
DAFTAR ISI . . . . . **viii**
DAFTAR TABEL . . . . . **xi**
DAFTAR GAMBAR . . . . . **xii**
I PENDAHULUAN **1**
1.1. Latar Belakang Masalah 1
1.2. Rumusan Masalah 7
1.3. Tujuan Penelitian 8
1.4. Manfaat Penelitian 8
1.5. Batasan Masalah 9
1.6. Sistematika Penulisan 9
II TINJAUAN PUSTAKA **11**
2.1. Tanaman Cabai 11
2.2. Peramalan / *forecasting* 13
2.2.1. Jangka Waktu Peramalan 14
2.3. *Time Series* 14
2.4. Analisis *Time Series* 16
2.5. Proses *Time Series* 16
2.5.1. Stationeritas Data 16
2.5.2. ACF(*Autocorrelation Function*) 20
2.5.3. PACF(*Partial Autocorrelation Function*) 22
2.6. Regresi *Time Series* 23

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

2.7. AR (*Autoregressive*) 25
2.8. MA (*Moving Average*) 25
2.9. Model ARIMA (*Autoregressive Integrated Moving Average*) 26
2.10. ARIMAX 31
2.11. Akurasi Peramalan 33
III METODE PENELITIAN 35
3.1. Jenis dan Sumber Data 35
3.1.1. Jenis Data 35
3.1.2. Sumber Data 35
3.2. Metode Analisis Data 35
3.3. Prosedur Pembentukan Model Peramalan 36
IV HASIL DAN PEMBAHASAN 42
4.1. Karakteristik Harga Cabai Rawit Di Provinsi Jawa Timur 42
4.2. Pemodelan Data Harga Cabai Rawit di Provinsi Jawa Timur dengan ARIMAX (ARIMA dengan Efek Variasi Kalender) 44
4.3. Pemodelan Regresi Time Series Data Harga Cabai Rawit Di Provinsi Jawa Timur dengan Tahap ARIMA 47
4.3.1. Identifikasi Stasioneritas Data 47
4.3.2. Identifikasi Model ARIMA 49
4.3.3. Estimasi dan Uji Signifikansi Parameter 51
4.3.4. Uji Asumsi Residual *(white noise)* 54
4.3.5. Tahap *Overfitting* 56
4.3.6. Pemilihan Model Terbaik 56
4.4. Peramalan Harga Cabai Rawit di Provinsi Jawa Timur dengan Model ARIMAX 58
4.4.1. Uji Asumsi Residual *White Noise* 58
4.4.2. Estimasi dan Uji Signifikansi Parameter 60
4.4.3. Akurasi Peramalan 61
4.4.4. Peramalan Harga Cabai di Tahun 2020 63
V PENUTUP 67
5.1. Simpulan 67

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

5.2. Saran 68
DAFTAR PUSTAKA 69
A Data Harga Cabai Rawit Di Provinsi Jawa Timur 74
B Uji Asumsi Residual *White Noise* Regresi Time Series 75
C Output Program Model ARIMA Harga Cabai Rawit Di Provinsi Jawa Timur 76
D Output Program ARIMAX Harga Cabai Rawit Di Provinsi Jawa Timur 82

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

DAFTAR TABEL

2.1 Tabel Transformasi Box-Cox 19
2.2 Karakteristik ACF dan PACF Teoritis 28
2.3 Kriteria Nilai MAPE 34

4.1 Hasil Uji *Ljung Box* TSR 46
4.2 Hasil Estimasi dan Uji signifikansi Parameter Model ARIMA 51
4.3 Uji Ljung-Box pada Model ARIMA([1,16],0,0) 55
4.4 Hasil *Overfitting* Dugaan Model ARIMA 56
4.5 Hasil Perhitungan RMSE dan MAPE 57
4.6 Hasil Uji Ljung-Box ARIMAX 59
4.7 Hasil estimasi parameter model ARIMAX([1,16],0,0) 60
4.8 Hasil RMSE dan MAPE 62
4.9 Peramalan Harga Cabai Rawit di Provinsi Jawa Timur Tahun 2020 . 63

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

DAFTAR GAMBAR

2.1 Plot ACF Belum Stasioner 22

2.2 Plot ACF Sudah Stasioner 22

3.1 Diagram Proses Penelitian 41

4.1 Perkembangan Harga Cabai Rawit di Provinsi Jawa Timur Tahun 2012-2019 42

4.2 Rata-rata Harga Cabai Rawit pada Saat, Sebelum, dan Sesudah Hari Raya Idul Fitri 43

4.3 Estimasi Parameter Model *Time Series Regression* 45

4.4 *Box-Cox Plot* Data Harga Cabai Rawit di Provinsi Jawa Timur . . . 48

4.5 Plot *Box-Cox* Setelah Transformasi 48

4.6 Plot ACF Data Harga Cabai Rawit di Provinsi Jawa Timur 49

4.7 Plot ACF (a) dan PACF (b) Data Harga Cabai Rawit di Provinsi Jawa Timur 50

4.8 Ramalan *out-sample* model ARIMAX([1,16],0,0) 63

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

BAB I

PENDAHULUAN

1.1. Latar Belakang Masalah

Indonesia merupakan negara agraris artinya sebagian besar penduduk Indonesia mempunyai mata percaharian sebagai petani. Hal ini ditunjang karena masih banyak lahan kosong di Indonesia yang dipergunakan untuk lahan bercocok tanam, dan tekstur tanah yang memiliki kondisi unsur hara yang baik membuat tanaman tumbuh subur. Pertanian merupakan sektor penting di Negara Indonesia. Ada beberapa sektor pertanian mencakup pertanian tanaman pangan, perkebunan, holtikultura, perikanan, dan pertenakan. Pembangunan sektor pertanian sangat penting diperlukan untuk masyarakat (Suparmini dkk. , 2015)(Rosyid , 2014). Menurut data dari Kementrian Pertanian dalam kurun waktu lima tahun terakhir, pada sektor pertanian memberikan kontribusi yang nyata terhadap perekonomian nasional. Selama periode tahun 2010-2014 rata-rata kontribusi sektor pertanian terhadap Produk Domestik Bruto (PDB) mencapai 10,26% dengan pertumbahan sekitar 3,9% (Dirjen , 2015).

Komoditas holtikultura merupakan sektor pertanian yang berkembang pesat di Indonesia karena memiliki nilai yang tinggi dan juga sebagai komoditas yang potensial. Jenis tanaman produk holtikultura meliputi sayuran, buah-buahan, tanaman hias dan bunga. Tanaman sayuran menjadi pilihan masyarakat karena mempunyai kandungan gizi yang baik dan sayuran dapat menjadi sumber pendapatan bagi masyarakat (Rosyid , 2014).

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

Hasil pertanian dalam perdagangan dibagi menjadi dua golongan besar dalam komoditi utama. Pertama yaitu kelompok hasil pertanian yang memiliki harga stabil dimana jika mengalami kenaikan dan penurunan harga yang tidak terlalu tajam. Hasil pertanian komoditi sayuran yang termasuk dalam kelompok tersebut yaitu terong, kubis, dan lain-lain. Lalu kelompok kedua yaitu hasil pertanian dengan fluktasi harga yang tajam. Dimana apabila kurangnya pasokan di pasar maka menyebabkan harga melonjak tinggi dari harga biasanya. Namun jika ketersediaan di pasar banyak maka harganya turun dibawah harga normal. Hasil pertanian komoditi sayuran yang termasuk dalam kelompok tersebut misalnya bawang merah dan cabai (Rofiq , 2017).

Cabai merupakan bagian dari tanaman sayuran holtikultura yang memiliki permintaan tinggi di pasar domestik maupun mancanegara seperti Singapura dan Malaysia. Jenis varietas cabai yang dibudidayakan di Indonesia yaitu cabai besar, cabai rawit, dan cabai kriting. Cabai rawit yaitu cabai kecil yang memiliki ukuran panjang 2-4 cm (Agrotani , 2016).

Cabai juga ikut andil dalam mempengaruhi kenaikan inflasi nasional secara signifikan. Sebagaian besar masyasrakat Indonesia membudidayakan dan menghasilkan cabai, oleh karena itu cabai termasuk dalam komoditas unggulan. Manfaat cabai tidak hanya digunakan oleh ibu-ibu rumah tangga sebagai bahan dapur untuk bumbu masakan sehari-hari, namun juga dapat digunakan untuk bahan dasar industri makanan. Untuk memenuhi kebutuhan mancanegara cabai di ekspor dalam bentuk cabai segar maupun olahan seperti cabai bubuk dan cabai kering. Sehingga cabai memiliki nilai ekonomi tinggi (Putranto dkk. , 2011).

Berdasarkan data yang bersumber dari Badan Pusat Statistik (BPS) pada tahun 2018 berikut hasil produksi cabai rawit di beberapa Provinsi di Indonesia adalah sebagai berikut di Provinsi Jawa Tengah 141.771 ton, di Provinsi Jawa

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

Barat 131.417 ton, di Provinsi Jawa Timur 453.338 ton, di Provinsi Nusa Tenggara Barat 210.530 ton dan di Provinsi Aceh 62.168 ton. Dari hasil catatan diatas, Provinsi Jawa Timur menduduki provinsi penghasil cabai rawit terbesar di Indonesia yaitu sebesar 453.338 ton. Sentra produksi cabai di pulau Jawa memberikan kontribusi sebesar 58,3 persen terhadap produksi cabai nasional (BPS , 2018).

Tanaman pangan dan holtikultura di Jawa Timur khususnya cabai rawit tidak hanya berperan strategis dalam pemenuhan pangan nasional, tetapi juga turut memberikan kontribusi terhadap pembangunan daerah secara langsung dalam pembentukan Produk Domestik Regional Bruto (PDRB), penyerapan tenaga kerja, dan peningkatan pendapatan masyarakat. Di Provinsi Jawa Timur sendiri masyarakatnya lebih banyak mengkonsumsi cabai rawit sekitar 4,2 kilogram per kapita per tahun sedangkan varietas cabai lain seperti cabai merah hanya sekitar 1,44 kilogram per kapita per tahun (Pertanian , 2014)(Pramono dkk. , 2017).

Selain beras, komoditas pangan khususnya cabai tercatat sebagai komoditas dengan fluktasi harga yang sangat tinggi. Bahkan cenderung mengalami kenaikan ataupun penurunan secara tajam. Hal tersebut merupakan salah satu faktor yang mempengaruhi para petani untuk membudidayakan. Berdasarkan informasi data dari Dinas Perdagangan Jawa Timur pada tahun 2018 sampai 2019 harga cabai mengalami fluktuasi. Contohnya pada bulan Agustus 2018 harga cabai di Jawa Timur mengalami penurunan seharga Rp 27.346,00/kg dari sebelumnya di bulan Juli seharga Rp 46.739,00/kg. Lalu pada bulan Juli 2019 harga cabai naik mencapai harga Rp 57.857,00/kg bahkan naik drastis lebih dari 100 persen harga sebelumnya pada bulan Juni 2019 yaitu hanya Rp 17.293,00/kg. Lalu pada bulan Agustusnya 2019 harga cabai tetap naik mencapai Rp 73.625,00/kg. Tingginya kenaikan harga cabai salah satu pemicu yang mempengaruhi kenaikan inflasi.

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

Setiap tahun dari tahun 2011 fluktuasi harga cabai naik turun secara tajam terutama pada jenis cabai rawit (Putranto dkk. , 2011).

Penyebab kenaikan harga cabai disebabkan oleh beberapa faktor antara lain yaitu faktor cuaca, serangan wabah penyakit pada tanaman, permainan harga dari tengkulak, lemahnya pengolahan pangan nasional dan lemahnya regulasi pengaturan harga oleh pemerintah (Santoso , 2016). Selain itu faktor yang menyebabkan harga cabai tinggi yaitu biaya produksi yang tinggi ditingkat petani. Biaya produksi tersebut meliputi benih, pupuk, air dan jarak kebun cabai ke pengumpul. Masalah harga cabai dapat dikurangi tidak hanya sekedar persoalan pasokan, tetapi juga persoalan logistik dan mata rantai distribusi (Pahlevi , 2016)(Rofiq , 2017).

Pada saat tertentu harga cabai melonjak tinggi dengan fluktuasi harganya berpengaruh cukup signikan terhadap inflasi. Komoditas cabai menjadi penyumbang utama inflasi di Jawa Timur pada tahun 2016. Karena dari sisi harga, cabai rawit merah adalah komoditas yang paling fluktuatif, harganya bisa melebihi Rp 100.000/kg terutama di musim paceklik. Untuk menghindari dampak-dampak negatif dari fluktasi harga cabai yang dapat mempengaruhi inflasi yang suatu saat akan terjadi, maka perlu dilakukan peramalan pada harga cabai rawit khususnya di Provinsi Jawa Timur. Sehingga dapat digunakan sebagai pendukung keputusan terkait masalah harga cabai rawit dan hasil analisis akan dapat digunakan dalam menetapkan kebijakan yang tepat (Rofiq , 2017)(Pramono dkk. , 2017).

Meramalkan sesuatu berdasarkan ilmu pengetahuan merupakan hal yang dianjurkan dalam islam, seperti terkandung dalam Al-Quran pada surat Yusuf ayat 47-48, yaitu:

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

﴿ قَالَ تَزْرَعُونَ سَبْعَ سِنِينَ دَأَبًا فَمَا حَصَدتُّمْ فَذَرُوهُ فِي سُنۢبُلِهِۦٓ إِلَّا قَلِيلًا مِّمَّا تَأْكُلُونَ ﴿٤٧﴾ ثُمَّ يَأْتِي
مِنۢ بَعْدِ ذَٰلِكَ سَبْعٌ شِدَادٌ يَأْكُلْنَ مَا قَدَّمْتُمْ لَهُنَّ إِلَّا قَلِيلًا مِّمَّا تُحْصِنُونَ ﴿٤٨﴾

Artinya:

"Yusuf berkata: "Supaya kamu bertanam tujuh tahun (lamanya) sebagaimana biasa; maka apa yang kamu tuai hendaklah kamu biarkan dibulirnya kecuali sedikit untuk kamu makan.Kemudian sesudah itu akan datang tujuh tahun yang amat sulit, yang menghabiskan apa yang kamu simpan untuk menghadapinya (tahun sulit), kecuali sedikit dari (bibit gandum) yang kamu simpan."

Ayat diatas memiliki makna bahwa Nabi Yusuf as diberi perintah oleh Allah SWT untuk membuat sebuah rencana ekonumi pertanian untuk lima belas tahun kedepan. Hal ini dilakukan sebagai antisipasi terjadinya kekurangan pangan merata atau musim paceklik. Menghadapi hal tersebut Nabi Yusuf mengusulkan untuk diadakannya perencanaan pembangunan pertanian dan praktik pelaksanaannya diserahkan kepada Nabi Yusuf, berkat dari peramalan yang matang akhirnya Mesir dan daerah-daerah sekitarnyanya mendapatkan berkahnya (Rahmayani , 2013).

Peramalan dalam matematika adalah suatu prediksi suatu hal yang akan terjadi pada waktu mendatang, sedangkan ramalan adalah hasil dari perkiraan peramalan untuk menduga kejadian yang akan datang dibutuhkan suatu data yaitu data masa lalu, data masa saat ini , dan data di masa yang akan datang (Subagyo , 1986).

Harga cabai rawit sebagai contoh data *time series* yang seringkali menjadi fokus bahasan para pengambil keputusan. Data *time series* merupakan data yang tersusun berdasarkan selang waktu tertentu yang sama. Suatu data *time series*

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

dapat diolah dan menghasilkan suatu informasi yang berguna untuk mengambil kebijakan di masa depan. Salah satu metode *time series* yang sering digunakan dalam peramalan adalah ARIMA (Ekanda , 2014).

ARIMA *Autoregressive Integrated Moving Average* adalah metode analisis data *time series* atau deret waktu dengan satu variabel. Model ARIMA belum cukup baik dalam melakukan pemodelan, contohnya pada data *time series* yang dipengaruhi oleh pola diluar variabel yang diamati yang memiliki dampak pada variabel tersebut. Salah satu cara menangkap pola lain tersebut adalah dengan model *Autoregressive Integrated Moving Average Exogenous* (ARIMAX). Dari beberapa kasus seperti penelitian yang di lakukan oleh Liu (1986) melakukan penelitian mengenai variasi kalender. Dalam penelitiannya Liu memodifikasi ARIMA dengan memasukkan informasi liburan sebagai input deterministik. Lalu Lee, Suhartono dan Hamzah pada tahun 2010 mengembangkan *time series* regresi dengan model variasi kalender untuk penjualan produk busana muslim. Selain itu, Suhartono dan Lee pada tahun 2011 melalukan penelitian model variasi kalender untuk penjualan bulanan dari produk garmen di perusahaan ritel. Model-model ARIMA yang telah dimodifikasi tersebut disebut ARIMAX. Model ARIMAX hanya dapat menangkap korelasi linear, sehingga komponen nonlinear akan tetap berada di residual. Pada model ARIMAX memiliki prinsip menjadikan variabel lain sebagai variabel penjelas pada model yang digunakan. Efek dari variasi kelender termasuk variabel penjelas yang sering digunakan dalam pemodelan tersebut yang memberikan pengaruh terhadap variabel yang diamati (Puka , 2017)(Umar , 2018).

Pada beberapa kasus peramalan harga cabai, diantaranya yang dilakukan oleh Nabilah (2017) tentang Peramalan Harga dan Produksi Cabai Rawit di Provinnsi Jawa Timur, menggunakan metode ARIMA Box-Jenkins.

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

Pada penelitian tersebut mendapatkan kesimpulan harga dan produksi cabai rawit di Jawa Timur memiliki fluktuasi naik turun, dan mendapatkan model ramalan ARIMA (0,0,1). Kemudian penelitian yang di lakukan oleh Alex Muharlis (2007) tentang Peramalan dan Faktor-Faktor Penentu Fluktuasi Harga Cabai Merah di Enam Kota Besar di Jawa-Bali, mendapatkan hasil bahwa metode peramalan terbaik yaitu dengan menggunakan metode SARIMA untuk harga cabai besar ataupun cabai merah keriting di semua kota, terlihat pada pola data cabai telah terjadi fluktuasi harga yang sangat tajam selama lima tahun terakhir dan perubahan harga dipengaruhi oleh faktor harga jual cabai merah di tingkat produksi. Lalu penelitian yang dilakukan oleh Muhammad Ali Umar (2018) mengenai penerapan model Arimax pada data harga cabai merah keriting di Indonesia mendapat hasil bahwa efek dari variasi kalender mempengaruhi harga cabai. Dari hasil evalusai ada beberapa variasi kalender yang berpengaruh seperti puncak musim penghujan, kampanye pemilu, Idul Fitri, Idul Adha, dan Imlek. Pada kasus harga cabai rawit, seringkali dipengaruhi efek variasi kalender, karena misal pada saat idul fitri disebabkan petani tidak panen terkait mudik lebaran (Yanuarti dan Afsari , 2020).

Maka, berdasarkan penjelasan-penjelasan di atas penelitian ini menggunakan peramalan data harga cabai rawit di Provinsi Jawa Timur menggunakan metode ARIMAX. Model ARIMAX *(Autoregressive Integrated Moving Average Exsogenous)* yaitu model ARIMA yang diperbarui dengan menambahkan variabel eksogen atau gabungan dari model *Time Series Regression* dengan ARIMA.

1.2. Rumusan Masalah

Berdasarkan uraian dari latar belakang yang telah dijelaskan diatas maka rumusan masalah dari pelelitian ini antara lain:

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

1. Bagaimana model terbaik peramalan harga cabai rawit di Provinsi Jawa Timur menggunakan metode Arimax?
2. Berapa nilai akurasi RMSE dan MAPE dari peramalan harga cabai rawit di Provinsi Jawa Timur menggunakan metode Arimax?
3. Bagaimana hasil peramalan harga cabai rawit di Provinsi Jawa Timur pada bulan Januari sampai Desember tahun 2020 menggunakan metode Arimax?

1.3. Tujuan Penelitian

Berdasarkan rumusan masalah yang telah dipaparkan diatas, adapun tujuan dari penelitian ini antara lain:

1. Mengetahui bagaimana model terbaik peramalan harga cabai rawit di Provinsi Jawa Timur menggunakan metode Arimax.
2. Mengetahui nilai akurasi RMSE dan MPAE metode Arimax.
3. Mengetahui hasil peramalan harga cabai rawit di Provinsi Jawa Timur pada bulan Januari sampai Desember tahun 2020 menggunakan metode Arimax.

1.4. Manfaat Penelitian

Manfaat yang akan didapatkan dalam penelitian ini terdiri dibagi menjadi dua, yaitu manfaat secara kritis dan secara teoritis:

1. Secara kritis, penelitian ini diharapkan dapat menambahan ilmu pengetahuan dalam bidang matematika serta dapat menerapkannya khususnya dari peramalan harga cabai di Provinsi Jawa Timur dan hasil penelitian ini diharapkan dapat memberikan informasi serta menambah wawasan atau

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

pengetahuan bagi pembacanya dan digunakan sebagai bahan masukan apabila mengadakan penelitian dengan masalah yang sama.

2. Secara teoritis, penelitian ini bagi mahasiswa diharapkan dapat mengetahui studi peramalan harga cabai di Provinsi Jawa Timur, dan akan dijadikan sebagai salah satu referensi bagi pihak yang membutuhkan, dan juga sumbangan pikiran serta bahan pertimbangan dalam mengambil keputusan teruntuk harga cabai di Provinsi Jawa Timur pada masa yang akan datang.

1.5. Batasan Masalah

Pembahasan permasalahan dalam penelitian ini dibatasi oleh beberapa hal sebagai berikut:

1. Data yang digunakan adalah harga cabai rawit di Provinsi Jawa Timur dimulai pada januari 2012 karena keterbatasan sistem dalam melakukan input data oleh dinas sebelum tahun 2012.
2. Faktor-faktor yang digunakan sebagai variabel input dalam penelitian ini dibatasi yakni dengan menggunakan variabel efek variasi kalender pada hari raya Idul Fitri.

1.6. Sistematika Penulisan

Adapun sistematika penyusunan yang digunakan dalam menyusun laporan skripsi ini sebagai berikut:

BAB I: PENDAHULUAN

Bab pendahuluan terdiri dari yang pertama yaitu latar belakang dibuatnya penelitian, rumusan masalah, tujuan penelitian, manfaat penelitian, serta batasan

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

masalah dan sistematika penulisan.

BAB II: DASAR TEORI

Bab dasar teori berisi tentang penjelasan teori yang digunakan dalam mendukung penyelesaian penelitian yaitu proses *forcasting* / peramalan harga cabai rawit di Provinsi Jawa Timur menggunakan metode Arimax.

BAB III: METODE PENELITIAN

Bab metode penelitian membahas tentang data yang digunakan dan gambaran umum yang di rancang untuk menyelesaikan penelitian tentang proses *forcasting* / peramalan harga cabai rawit di Provinsi Jawa Timur menggunakan metode Arimax.

BAB IV: HASIL DAN PEMBAHASAN

Bab hasil dan pembahasan membahas tentang hasil dari penelitian tentang proses *forcasting* / peramalan harga cabai rawit di Provinsi Jawa Timur menggunakan metode Arimax.

BAB V: PENUTUP

Bab penutup berisi tentang simpulan yaitu rangkuman keseluruhan isi yang sudah di bahas dan saran yaitu saran perluasan, pengembangan, pendalaman dan pengkajian ulang.

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

BAB II

TINJAUAN PUSTAKA

2.1. Tanaman Cabai

Di Indonesia cabai merupakan hasil dari pertanian komoditas holtikultura yang paling banyak dikonsumsi masyarakat dibandingkan dengan sayuran holtikulturan lainnya. Cabai tanaman asli asal Amerika tepatnya di daerah Peru. Jenis cabai yang dikenal kebanyakan masyarakat Indonesia adalah cabai rawit, cabai kriting, dan cabai besar. Cabai banyak mengandung vitamin dan gizi yaitu vitamin A, vitamin B1, vitamin C, karbohidrat, protein, kalori dan kalsium. Cabai tidak hanya dimanfaatkan sebagai bumbu dapur pelengkap masakan tetapi cabai juga menjadi bahan industri seperti industri makanan, industri farmasi dan jamu (Putranto dkk. , 2011).

Budidaya cabai dapat dilakukan di dataran rendah maupun dataran tinggi dengan ketinggian kisaran 500 – 1200 m di atas permukaan air laut. Media tanam cabai yang dapat digunakan adalah tanah sawah, ataupun tegalan dengan tanah gembur, subur dan cukup air. Kelebihan pengairan air justru menyebabkan timbulnya hama, gulma dan penyakit. Namun apabila kekurangan air juga dapat menyebabkan cabai kurus, kerdil dan layu mati. Hama yang sering menyerang tanaman cabai yaitu lalt buah dan kutu daun. Cabai paling cepat dipanen yaitu cabai yang ditanam di dataran rendah. Cabai di dataran rendah dapat di panen sekitar umur 70-90 hari, ditandai dengan 60% cabai sudah berwarna merah. Sedangkang pada dataran tinggi cabai baru bisa dipanen sekitar umur 120-150 hari

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

(Putranto dkk. , 2011).

Iklim dan cuaca sangat mempengaruhi musim tanam dan musim panen cabai. Musim panen raya membuat peningkatan produksi cabai tetapi saat musim hujan dengan curah hujan yang tinggi membuat penurunan produksi. Terjadinya *off-season* pada musim penghujan menyebabkan munculnya berbagai penyakit yang menimbulkan resiko kegagalan panen. Pada umumnya cabai mulai ditanam pada musim kering antara bulan Maret atau April setelah berumur 80 – 90 hari baru bisa di panen berulangkali 15 – 20 kali panen pada satu musim tanam. Pola produksi seperti ini hendaknya menjadi perhatian para pengambil kebijakan terkait masalah pasokan cabai di pasaran karena akan berpengaruh pada harga di tingkat konsumen khususnya pada hari besar keagamaan seperti hari Lebaran umat Islam dan hari Natal (Putranto dkk. , 2011).

Selain beras, komoditas pangan khususnya cabai tercatat sebagai komoditas dengan fluktasi harga yang sangat tinggi. Bahkan cenderung mengalami kenaikan ataupun penurunan secara tajam. Hal tersebut merupakan salah satu faktor yang mempengaruhi para petani untuk membudidayakan. Berdasarkan informasi data dari Dinas Perdagangan Jawa Timur pada tahun 2018 sampai 2019 harga cabai mengalami fluktuasi. Contohnya pada bulan september 2018 harga cabai di Jawa Timur mengalami penurunan seharga Rp.16.168,00/kg dari sebelumnya di bulan Agustus seharga Rp 27.346,00/kg. Lalu pada bulan Juli 2019 harga cabai naik mencapai harga Rp 57.857,00 bahkan naik drastis lebih dari 100 persen harga sebelumnya yaitu hanya Rp 17.293,00. Lalu pada bulan septembernya 2019 harga cabai tetap naik mencapai Rp 73625,00. Tingginya kenaikan harga cabai salah satu pemicu yang mempengaruhi kenaikan inflasi. Setiap tahun dari tahun 2011 fluktasi harga cabai naik turun secara tajam terutama pada jenis cabai rawit (Putranto dkk. , 2011).

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

2.2. Peramalan / *forecasting*

Peramalan merupakan prediksi atau perkiraan tentang suatu hal yang akan terjadi pada waktu mendatang. Pendapatan perkapita, keaadaan ekonomi dan produksi contoh masalah yang selalu berubah setiap tahunnya. Perubahan tersebut susah ditentukan secara pasti. Perlu adanya peramalan yang bertujuan untuk mendapatkan ramalan pada waktu mendatang dengan hasil kesalahan kecil dalam meramal (Subagyo , 1986).

Setelah model akhir didapat, maka model tersebut digunakan untuk meramalkan nilai *time series* di masa depan. Peramalan merupakan suatu kegiatan yang dilakukan untuk memperkirakan kejadian di masa depan berdasarkan data masa lalu sehingga dengan demikian metode peramalan diharapkan dapat memberikan objektivitas yang lebih besar (Muwahidatul , 2016). Selain itu metode peramalan dapat memberikan cara pengerjaan yang teratur dan terarah, dengan demikian dapat dimungkinkannya penggunaan teknik penganalisaan yang lebih maju. Dengan penggunaan teknik-teknik tersebut maka diharapkan dapat memberikan tingkat kepercayaan dan keyakinan yang lebih besar karena dapat diuji penyimpangan atau deviasi yang terjadi secara ilmiah.

Dalam melakukan suatu peramalan tentunya diperlukan metode yang sesuai dengan data dan informasi yang akan diramalkan agar dapat mencapai tujuan yang diinginkan. Hasil peramalan dikatakan baik jika nilai ramalannya dekat dengan data aktual. Untuk mengukur kedekatan antara nilai aktual dan ramalan ini dapat digunakan beberapa kriteria kebaikan model (Sukarna , 2006). Untuk kepentingan akan evaluasi peramalan, seringkali data *time series* dibagi menjadi dua bagian yaitu:

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

1. Data yang dipakai untuk kepentingan pemodelan, disebut juga sebagai data *in sample* atau data *training*.

2. Data yang dipakai untuk kepentingan evaluasi peramalan, data ini disebut juga data *out sample* atau data *testing*.

2.2.1. Jangka Waktu Peramalan

Jangka waktu peramalan dapat dikelompokkan menjadi tiga kategori , yaitu (Render , 2005):

1. Peramalan jangka pendek, yaitu peramalan dengan jangka waktu kurang dari tiga bulan.

2. Peramalan jangka menengah, yaitu peramalan dengan jangka waktu tiga bulan sampai tiga tahun.

3. Peramalan jangka panjang, yaitu peramalan dengan jangka waktu lebih dari tiga tahun.

2.3. *Time Series*

Time series atau metode runtun waktu adalah suatu peramalan pada waktu mendatang yang digunakan untuk meramal masa depan berdasarkan nilai dari masa lampau atau waktu sebelumnya dari suatu variabel yang akan diramalkan. Contoh data runtun waktu berupa data harian, mingguan, bulanan, tahunan, dan lainnya (Santoso S , 2009)(Efendi , 2010). Data *time series* / runtun waktu merupakan data kejadian pada masa lalu dan digunakan untuk meramal masa depan dengan harapan informasi di masa depan lebih jelas dengan keterangan yang ada pada masa lalu (Saleh , 2004).

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

Faktor yang mempengaruhi dalam analisis menggunakan data runtun waktu adalah keakuratan dari data-data yang didapatkan serta waktu berapa lama data dikumpulkan. Semakin banyak data didapatkan maka semakin baik pula nilai estimasinya, sebaliknya jika data yan g diperoleh sedikit maka semakin jelek nilai estimasinya (Saleh , 2004).

Data yang dikumpulkan dari waktu yang lampau disebut rangkaian waktu atau time series. Ada beberapa variasi atau gerakan dari data rangkaian waktu yaitu:

1. Tren jangka panjang (trend sekular) adalah suatu garis (trend) yang menunjukkan arah perkembangan secara umum.
2. Variasi musim adalah suatu gerakan yang naik turun secara teratur yang cenderung untuk terulang kembali dalam jangka waktu kurang dari setahun.
3. Variasi siklis adalah suatu gerakan yang naik turun secara teratur yang cenderung untuk terulang kembali dalam jangka waktu lebih dari setahun.
4. Variasi random adalah suatu gerakan yang naik turun secara tiba-tiba sehingga sulit untuk diperkirakan sebelumnya.

Metode runtun waktu menentukan pola hubungan antara waktu sebagai variabel bebas *(independent variable)* dengan suatu data sebagai variabel tergantung *(dependent variable)*. Dalam arti besar kecilnya data dipengaruhi oleh waktu (Efendi , 2010).

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

2.4. Analisis *Time Series*

Analisis *time series* adalah teknik analisis data yang mengamati serangkaian variabel yang dicatat secara urut dalam beberapa waktu berdasarkan kejadiaannya dengan interval waktu tetap. Periode waktu dari data *time series* dapat berupa mingguan, bulanan, semester, tahunan , kuartal dan lain-lain. Peramalan menggunakan *time series* yaitu bertujuan untuk mengetahui lebih awal suatu kondisi atau kejadian di masa depan dengan harapan dapat membuat suatu keputusan dengan tepat (Wei , 2006).

Setiap pengamatan dinyatakan sebagai variabel random Y_t yang diperoleh berdasarkan indeks waktu tertentu t_i dengan *i* =$1, 2, ..., n$. Sehingga penulisan data time series adalah $(Y_{t1}, Y_{t2}, \ldots, Y_{tn})$. Tujuan dari metode peramalan time series adalah menemukan pola dalam series data historis dan mengekstrapolasikan pola tersebut ke masa depan.

2.5. Proses *Time Series*

Pada proses data *time series* menggunakan model ARIMA ada beberapa proses penting yang harus diperhatikan yaitu kestationeran data, fungsi autokorelasi (ACF), dan fungsi autokorelasi parsial (PACF)(Nabilah , 2017).

2.5.1. Stationeritas Data

Data yang stationer sangat diperlukan sebagai asumsi hal yang harus dipenuhi dalam analisis *time series*. Kestationeran data *time series* adalah keadaan dimana data berfluktuasi di sekitar rata-rata dan varians yang konstan. Dalam artian yaitu data *time series*/deret waktu dikatakan stationer apabila stokastik data memperlihatkan pola variasi/varians yang konstan, dengan kata lain tidak terdapat

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

kenaikan atau penurunan pada data secara mencolok (Ekanda , 2014)(Nabilah , 2017). Terdapat dua perilaku stationer data yaitu:

1. **Stationer dalam varians (*Variance stationerity*)**

   Data dikatakan stationer dalam varians yaitu apabila data berfluktuasi dengan varian yang tetap dari waktu ke waktu dan memenuhi persamaan berikut ini:

$$var\left(Y_t\right) = var\left(Y_{t+k}\right) = \sigma^2 \tag{2.1}$$

   Jika kondisi stationer tidak terpenuhi maka perlu dilakukan transformasi data asli dengan akar kuadrat atau secara umum dengan transformasi pangkat. Transformasi Box-Cox adalah transformasi pangkat pada variabel respon yang ditemukan Box dan Cox. Box Cox mempertimbangkankelas transformasi berparameter tunggal, yaitu λ yang dipangkatkan pada variabel respon Y_t, sehingga didapatkan transformasinya ${Y_t}^{\lambda}$ dengan λ adalah parameter yang harus diduga. Pada transformasi box cox hal pertama yang harus dilakukan adalah menduga parameter λ. Langkah-langkah mendapatkan nilai λ sebagai berikut (Cahyani dkk. , 2015):

   1. Ambil nilai λ dengan range antara -2 sampai 2
   2. Menghitung nilai

$$\hat{Y} = \left(y_1 \times y_2 \times ... \times y_n\right)^{\frac{1}{n}} \tag{2.2}$$

   3. Menghitung $\hat{Y}^{\lambda-1}$ untuk setiap λ

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

4. Menghitung nilai:

$$V_i = \frac{W_i}{\hat{Y}^{\lambda-1}}, W = \begin{cases} \dfrac{Y^{\lambda}-1}{\lambda} & ,\lambda \neq 0 \\ \ln Y & ,\lambda = 0 \end{cases} \tag{2.3}$$

5. Langkahnya yaitu dengan meregresikan antara V_i dan X sehingga didapatkan nilai Jumlah Kuadrat Sisaan (JKS). Untuk mendapatkan nilai JKS yang pertama dilakukan adalah menghitung nilai Jumlah Kuadrat Total yang diperoleh dari persamaan $JKT = \Sigma Y^2$, kemudian Jumlah Kuadrat koefisien α yang diperoleh dengan persamaan $JK(\alpha) = (\Sigma Y^2)$, selanjutnya menghitung nilai Jumlah Kuadrat regresi $\frac{\beta}{\alpha}$ dengan persamaan $JK\frac{\beta}{\alpha} = \beta\left(\Sigma XY\frac{\Sigma X)(\Sigma Y)}{n}\right)$ setelah mendapatkan nilai JKT, $JK(\alpha)$, dan $JK\frac{\beta}{\alpha}$ maka dapat menghitung nilai JKS dengan persamaan

$$JKS = JKT - JK(\alpha) - JK(\frac{\beta}{\alpha}) \tag{2.4}$$

6. Menentukan nilai λ yang memiliki nilai Jumlah Kuadrat Sisaan (JKS) terkecil.

7. Setelah mendapatkan nilai λ maka selanjutnya melakukan transformasi data dengan menggunakan λ yang memiliki nilai JKS terkecil yang di peroleh dari langkah no 6.

Lalu setelah itu lanjut proses transformasi pada variabel respon Y_t dengan nilai λ terpilih. Nilai λ yang sering digunakan beserta aturan Transformasi Box-Cox dapat dilihat pada Tabel 2.1

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

Tabel 2.1 Tabel Transformasi Box-Cox

Nilai λ	Transformasi
-1	$Y_t^{-1} = \frac{1}{Y_t}$
-0.5	$Y_t^{-0.5} = \frac{1}{\sqrt{Y_t}}$
0	$Y_t^{0} = \ln Y_t$
0.5	$Y_t^{0.5} = \sqrt{Y_t}$
1	$Y_t^{1} = Y_t$ (tidak ada transformasi)

sumber:(Cahyani dkk. , 2015)

Box dan Cox memperkenalkan transformasi pangkat *power transformations* dengan persamaan sebagai berikut (Wei , 2006):

$$T(Y_t) = \frac{Y_t^{\lambda} - 1}{\lambda} \tag{2.5}$$

dengan λ disebut sebagai parameter transformasi. Selanjutnya dalam transformasi Box Cox setelah diperoleh nilai λ, nantinya akan menentukan transformasi yang harus dilakukan. Khusus $\lambda = 0$ dapat dilakukan dengan persamaan berikut:

$$T(Y_t) = \lim_{\lambda \to 0} T(Y_t) = \lim_{\lambda \to 0} \frac{Y_t^{\lambda} - 1}{\lambda} = \ln Y_t \tag{2.6}$$

Dengan menggunakan kaidah L'Hospital maka persamaan 2.6 telah terbukti dengan proses penurunan sebagai berikut:

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

$$\lim_{\lambda \to 0} \frac{Y_t^{\lambda} - 1}{\lambda} = \lim_{\lambda \to 0} \frac{Y_t^{\lambda}.\ln Y_t}{1} = \frac{Y_t^{0}.\ln Y_t}{1} = \frac{1.\ln Y_t}{1} = \ln Y_t \qquad (2.7)$$

2. **Stationer dalam *mean* (*Mean stationerity)***

   Data dikatakan stationer pada nilai tengahnya (*mean*) yaitu apabila data berfluktuasi disekitar nilai tengah yang tetap selama observasi. Dalam artian jika plot data berfluktuasi disekitar garis sejajar dengan sumbu waktu ke-*t* atau disekitar suatu nilai *mean* yang konstan

$$E(Y_t) = E(Y_{t+k}) = \mu \qquad (2.8)$$

   Jika kondisi stationer tidak terpenuhi dalam *mean* maka perlu dilakukan proses pembedaan (*differencing*) terhadap data asli (Y_t). Secara umum proses *differencing* pada orde ke-*d* dapat dinyatakan sebagai berikut (Nabilah , 2017):

$$W_t = (1 - B)^d Y_t \qquad (2.9)$$

2.5.2. ACF(*Autocorrelation Function*)

ACF merupakan perhitungan autokorelasi berdasarkan varians dan kovariannya. Autokorelasi merupakan cara untuk melihat adanya hubungan atau korelasi pada data yang sama antar waktu. Varians didefinisikan sebagai hubungan data pada waktu yang sama. Kovarian didefinisikan sebagai hubungan data antar waktu. ACF adalah suatu hubungan linier pada data time series antara Y_t dan Y_{t+k} yang terpisah dengan waktu lag *k*. ACF digunakan untuk mengidentifikasi model data *time series* dan melihat kestationeran data dalam *mean*(Nabilah , 2017).

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

Persamaan kovarian antara Y_t dan Y_{t+k} adalah sebagai berikut:

$$\gamma_k = cov\,(Y_t, Y_{t+k}) = E(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu) \tag{2.10}$$

dimana γ_k adalah fungsi autokovarian dan ρ_k adalah fungsi autokorelasi (ACF) dalam analisis *time series*, bahwa kovarian dan korelasi antara Y_t dan Y_{t+k} dari proses yang sama hanya terpisah lag waktu ke-*k* dalam populasi (Wei , 2006). Fungsi korelasi antara Y_t dan Y_{t+k} adalah sebagai berikut:

$$\rho_k = \frac{Cov(Y_t, Y_{t+k})}{Var(Y_t)Var(Y_{t+k})} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \tag{2.11}$$

dimana:

varians $Y_0 = E(Y_t)^2 = E\,(Y_t, Y_t) = Y_0$

γ_0 = var(Y_t) = var(Y_{t+k})

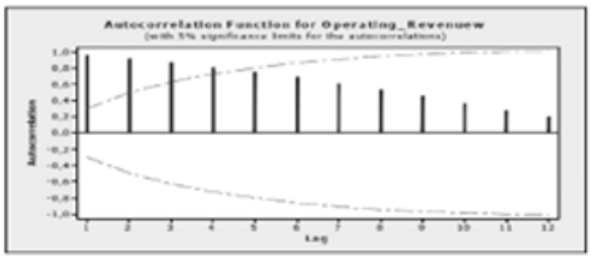
γ_k = fungsi autokovarian

Sedangkan fungsi autokorelasi berdasarkan sampel pengambilan data dirumuskan sebagai berikut:

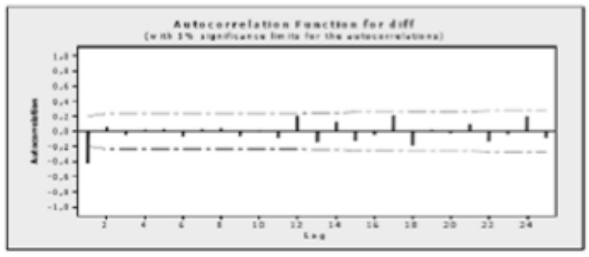
$$\widehat{\rho}_k = \frac{\sum_{t=1}^{n-k}(Y_t - \overline{Y})(Y_{t+k} - \overline{Y})}{\sum_{t=1}^{n}(Y_t - \overline{Y})^2} \tag{2.12}$$

Pada plot Autoregressive Function (ACF), diagram ini berfungsi untuk mengenali tentang kestasioneran pada data. Ciri-ciri data yang belum stasioner dalam rata-rata dapat ditandai dengan apabila diagram fungsi autokorelasi turun dengan linier atau terlihat lamban (Nabilah , 2017). Gambar plot ACF dapat dilihat pada Gambar 2.1 dan Gambar 2.2

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id



Gambar 2.1 Plot ACF Belum Stasioner



Gambar 2.2 Plot ACF Sudah Stasioner

2.5.3. PACF(*Partial Autocorrelation Function*)

PACF digunakan untuk mengukur tingkat keeratan hubungan antara Y_t dan Y_{t+k} setelah dependensi antar variabel $Y_{t+1}, Y_{t+2}, \ldots, Y_{t+k}$ dihilangkan (Cyer & Chan, 2008). Fungsi PACT dinotasikan dengan ϕ_{kk} dengan perhitungan untuk indeks yang sama dirumuskan sebagai berikut:

$$\widehat{\phi}_{kk} = \frac{\widehat{\rho}_k - \sum_{j=1}^{k-1} \widehat{\phi}_{k-1,j}\widehat{\rho}_{k-j}}{1 - \sum_{j=1}^{k-1} \widehat{\phi}_{k-1,j}\widehat{\rho}_j} \tag{2.13}$$

sedangkan perhitungan dengan indeks berbeda dirumuskan sebagai berikut:

$$\widehat{\phi}_{k,j} = \widehat{\phi}_{k-1,j} - \widehat{\phi}_{kk}\widehat{\phi}_{k-1,k-j} \tag{2.14}$$

keterangan:

j = 1,2,...,k dengan nilai $\widehat{\phi}_{11} = \widehat{\rho}_1$

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

$\widehat{\phi}_{k-1,j}$ = fungsi autokorelasi parsial pada lag ke k+1 dengan j

$\widehat{\phi}_{k+1,k+1}$= fungsi autokorelasi parsial pada lag ke k+1 dengan k+1

$\widehat{\rho}_k$ = fungsi autokorelasi pada lag ke k+1

2.6. Regresi *Time Series*

Suatu pola data dalam kehidupan dibentuk dari deretan waktu di masa lalu yang saling berkaitan. Pola data tersebut berupa trend, musiman, variasi kalender, dan kecenderungan naik atau turun pada data jangka panjang. Model *time series* merupakan data kejadian pada masa lalu atau data historis dan digunakan untuk meramal masa depan dengan harapan informasi di masa depan lebih jelas dengan keterangan yang ada pada masa lalu. Beberapa komponen yang berpengaruh penting dalam regresi *time series* adalah adanya *trend*, *cycle*, variasi musim, dan fluktuasi *irregular*. Tren jangka panjang *(trend sekular)* adalah suatu garis *(trend)* yang menunjukkan arah perkembangan secara umum. Variasi siklis *(cycle)* adalah suatu gerakan yang naik turun secara teratur yang cenderung untuk terulang kembali dalam jangka waktu yang lebih dari setahun. Variasi musim adalah suatu gerakan yang naik turun secara teratur yang cenderung untuk terulang kembali dalam jangka waktu yang kurang dari setahun. Variasi random atau fluktuasi *irregula*r adalah suatu gerakan yang naik turun secara tiba-tiba sehingga sulit untuk diperkirakan sebelumnya (Puka , 2017). Jika terdapat komponen tren pada, maka persamaan regresi dituliskan sebagai berikut

$$Y_t = \delta t + \varepsilon_t \tag{2.15}$$

dimana:

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

Y_t = nilai observasi dari data *time series* periode ke-t

δt = *trend* pada periode ke-t

ε_t = error pada periode ke-t yang belum tentu memenuhi *white noise*

Jika data mengandung komponen musiman $M_{1,t}, M_{2,t}, ..., M_{m,t}$,maka persamaannya adalah

$$Y_t = \alpha_1 M_{1,t} + \alpha_2 M_{2,t} + ... + \alpha_m M_{m,t} + \varepsilon_t \tag{2.16}$$

Untuk $M_{m,t}$ adalah variabel *dummy* dengan efek musiman. misalnya pola musimannya adalah bulanan maka akan ada 12 varaibel *dummy*.

Data yang mengandung komponen variasi kalender juga dapat dimodelkan menggunakan regresi, maka dituliskan persamaanya sebagai berikut

$$Y_t = \beta_1 V_{1,t} + \beta_2 V_{2,t} + ... + \beta_j M_{j,t} + \varepsilon_t \tag{2.17}$$

dimana $v_{j,t}$ adalah variabel *dummy* dengan *j* adalah efek variasi kalender. Jumlah efek variasi kalender dapat ditambahkan berdasarkan pola dari data tersebut.

Jika data *time series* mengandung tiga komponen tersebut, yaitu tren, musiman, dan variasi kalender, maka persamaannya dapat dituliskan sebagai berikut

$$Y_t = \delta t + \sum_{m=1}^{M} \alpha_m M_{m,t} + \sum_{j=1}^{J} \beta_j V_{j,t} + \varepsilon_t \tag{2.18}$$

Keterangan:

δ = koefisien komponen tren

α = koefisien komponen musiman

β= koefisien dari efek variasi kalender

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

$M_{m,t}$ = variabel dummy efek musiman

$V_{j,t}$ = variabel dummy efek variasi kalender

ε_t = komponen error yang belum tentu memenuhi asumsi *white noise*

2.7. AR (*Autoregressive*)

Proses AR merupakan proses mengasumsikan bahwa data memiliki hubungan dengan data-data di masa lalu atau data terdahulu. Secara umum data terdahulu dapat terdistribusi / *distributed lag* dan dapat tidak / *not distributed lag*.bentuk umum autoregresive dengan ordo p (AR(p)) atau model ARIMA (p,0,0) dinyatakan sebagai berikut (Hadiansyah , 2017):

$$Y_t = \alpha_0 + \theta_1 Y_{t-1} + \cdots + \theta_p Y_{t-p} + e_t \tag{2.19}$$

keterangan:

Y_t = nilai observasi pada saat t

α_0 = konstanta

θ_p = parameter autoregresive ke p

e_t = nilai error saat t

2.8. MA (*Moving Average*)

Moving average adalah proses dimana Y_t dihasilkan dari hasil peramalan yang error dari beberapa periode seelumnya. Bentuk umum moving average order q MA(q) atau model ARIMA(0,0,q) dinyatakan sebagai berikut (Hadiansyah , 2017):

$$Y_t = \mu_t + e_t + \theta_0 + \theta_1 e_{t-1} + \cdots + \theta_q e_{t-q} \tag{2.20}$$

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

keterangan:

θ_0 = konstanta

θ_q = parameter moving average ke q, dimana parameter θ dapat positif atau negatif

e_{t-k} = nilai error saat *t-k*

2.9. Model ARIMA (*Autoregressive Integrated Moving Average*)

George Box dan Gwilym Jenkins adalah seorang ilmuwan yang pertama kali memperkenalkan model ARIMA pada tahun 1976. Model ARIMA merupakan gabungan antara proses AR (*Autoregressive*) dan MA (*Moving Average*). Model ARIMA ini bisa digunakan pada data musiman maupun non musiman dan data stasioner atau non stasioner. Terjadinya tidak kestasioneran menyebabkan adanya proses *differencing* atau *integrated* (I). Bentuk umum dari ARIMA dapat dituliskan pada Persamaan (2.16) berikut:

$$\varepsilon_t = \frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)(1-B)^d} a_t \tag{2.21}$$

dimana operator stasioner AR pada derajat p seperti Persamaan (2.17)

$$\phi_p(B) = (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \cdots - \phi_p B^p) \tag{2.22}$$

dan koefisien MA pada derajat q pada Persamaan (2.18)

$$\theta_q\left(B^L\right) = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \cdots - \theta_q B^q) \tag{2.23}$$

dengan:

p = orde model AR

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

d = orde *differencing*

q = orde model MA

$\phi_p(B)$ = operator stasioner AR seperti pada Persamaan (2.17)

$\theta_q(B)$ = koefisien MA seperti pada Persamaan (2.18)

B = operator backshift

a_t= proses *white noise* dengan varians konstan dan mean nol

Model ARIMA dilakukan melalui empat tahapan yaitu identifikasi model, estimasi dan uji signifikansi parameter, cek dianostik, dan pemilihan model terbaik. Berikut adalah tahapan pembentukan model ARIMA(Wei , 2006):

1. **Tahap identifikasi model**

   Pada tahap ini dilakukan untuk melihat apakah data sudah stasioner dalam mean dan varians, selanjutnya dibentuk model *p* dan *q* yang sesuai, dengan cara mengindentifikasi *time series plot*, plot *Autocorrelation Function* (ACF), dan melihat plot *Partial Autocorrelation Function* dari data. Stasioner dalam varians dapat diketahui melalui plot Box-Cox, jika belum stasioner akan dilakukan transformasi. Sedangkan stasioner dalam *mean* dapat dilihat dari plot ACF, jika belum statsioner dalam *mean* maka perlu dilakukan proses *differncing*. Karakteristik ACF dan PACF teoritis proses stasioner dijelaskan pada Tabel 2.2.

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

Tabel 2.2 Karakteristik ACF dan PACF Teoritis

Proses	ACF	PACF
AR(*p*)	Turun cepat secara eksponensial	*Cuts off* setelah lag ke-*p*
MA(*q*)	*Cuts off* setelah lag ke-*q*	Turun cepat secara eksponensial
AR(*p*) atau MA(*q*)	*Cuts off* setelah lag ke-*q*	*Cuts off* setelah lag ke-*p*
ARMA(*p,q*)	Turun cepat secara eksponensial	Turun cepat secara eksponensial

2. **Tahap estimasi parameter**

Pada tahap ini dilakukan proses estimasi parameter dan uji signifikan dari model yang diperoleh dari tahap identifikasi. Metode estimasi parameter yang digunakan adalah CLS (*Conditional least Square*). Metode ini membuat nilai error yang tidak diketahui menjadi sama dengan nol dan meminimumkan nilai SSE (*Sum Square Error*). Misalkan untuk menguji signifikansi parameter model AR(*p*) dengan hipotesis sebagai berikut:

$H_0 : \phi_j = 0$

$H_1 : \phi_j \neq 0$, dengan $j = 1, 2, ..., p$

Statistik uji yang digunakan adalah

$$t_{hitung} = \frac{\hat{\phi}_j}{SE(\hat{\phi}_j)} \tag{2.24}$$

dimana:

$\hat{\phi}_j$ = estimasi dari parameter model AR

$SE(\hat{\phi}_j)$ = *standard error* dari parameter model AR

H_0 ditolak jika nilai $|t_{hitung}| > t_{\alpha/2,(n-n_p)}$ dengan *n* adalah banyaknya

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

pengamatan dan n_p adalah jumlah parameter yang diestimasi. Sedangkan hipotesis yang digunakan untuk melakukan uji signifikansi parameter untuk model MA adalah sebagai berikut:

$H_0 : \theta_j = 0$

$H_1 : \theta_j \neq 0$, dengan $j = 1, 2, ..., q$

Statistik uji yang digunakan adalah

$$t_{hitung} = \frac{\hat{\theta}_j}{SE(\hat{\theta}_j)} \tag{2.25}$$

dimana:

$\hat{\theta}_j$ = estimasi dari parameter model MA

$SE(\hat{\theta}_j)$ = *standard error* dari parameter model MA

H_0 ditolak jika nilai $|t_{hitung}| > t_{\alpha/2,(n-n_p)}$ dengan *n* adalah banyaknya pengamatan dan n_p adalah jumlah parameter yang diestimasi.

3. **Uji Asumsi Residual *white noise***

Selanjutnya yaitu dilakukan pengecekan kesesuaiaan model dengan memodelkan data dimana hasil residual harus memenuhi asumsi residual *white noise*. Untuk pengecekan varians menggunakan plot residual dan mengetahui residual *white noise* dengan menghitung hasil dari ACF dan PACF yang signifikan. Pemeriksaan asumsi *white noise* bisa dilihat dari plot ACF. Dikatakan telah memenuhi asumsi bila pada plot ACF tidak terdapat lag yang melewati batas signifikan. Tetapi, apabila belum memenuhi asumsi *white noise*, maka pada lag berapa terdapat koefisien ACF yang keluar dari batas signifikansi digunakan sebagai variabel independen. Apabila untuk

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

pengujian *white noise* terhadap residual yang saling independent dapat dilakukan secara serentak dengan menggunakan uji Ljung-Box (Wei , 2006). Adapun hipotesis untuk pengujian ini adalah sebagai berikut :

$$Q = n\,(n+2)\sum_{k=1}^{k}\frac{\hat{\rho}_k^2}{n-k} \tag{2.26}$$

dimana:

n = jumlah data

k = nilai lag

K = maximum lag

ρ_k = nilai taksiran autokorelasi residual lag *k*

Hipotesis,

H_0 = menenuhi *white noise*

H_1 = tidak memenuhi *white noise*

Pada tahap ini, terdapat beberapa ketentuan, yang pertama yaitu apabila taraf signifikan yang ditetapkan $\alpha = 5\%$ dan apabila *p-value* kurang dari α maka H_0 ditolak dan berarti tidak memenuhi *white noise*. Sebaliknya *apabila p-value* lebih dari α maka secara otomatis H_0 diterima dan memenuhi *white noise*. Secara sederhana, H_0 diterima apabila $Q < X^2_{\alpha,k-p-q}$ dan *p-value* $> \alpha$ (Wei , 2006).

4. **Pemilihan kriteria model terbaik**

Pada tahap ini dilakukan seleksi dari masing-masing model yang memenuhi uji signifikansi parameter dan asumsi *white noise* yang akan dipilih menjadi model terbaik. Pemilihan model terbaik melalui pendekatan *out-sample* dengan menggunakan RMSE *(Root Mean Square Error)* dan MAPE *(Mean Absolute Percentage Error)*.

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

2.10. ARIMAX

Model ARIMAX (*Autoregressive Integrated Moving Average Exsogenous*) yaitu model ARIMA yang diperbarui dengan menambahkan variabel eksogen. Variabel eksogen adalah variabel yang dapat mempengaruhi variabel lain, tetapi tidak dipengaruhi oleh variabel lain dalam model tersebut. Variabel eksogen disebut juga sebagai variabel bebas. Contohnya dalam pemodelan ARIMAX variabel eksogen yang sering digunakan adalah efek variasi kalender seperti hari libur, perayaan hari besar keagamaan hari Raya Idhul Fitri dan hari Natal, serta persiapan menyambut tahun baru (Puka , 2017).

Pembentukan model ARIMAX diawali dengan melakukan pemodelan regresi *time series*, jika error dari model regresi *time series* (ε_t) tidak memenuhi asumsi *white noise* maka residual dari model regresi *time series* dimodelkan menggunakan model ARIMA. Bentuk umum persamaan ARIMAX dengan variasi kalender dapat dilihat pada Persamaan (2.22)

$$Y_t = \delta t + \sum_{m=1}^{M} \alpha_m M_{m,t} + \sum_{j=1}^{J} \beta_j V_{j,t} + \frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)(1-B)^d} a_t \qquad (2.27)$$

dimana $V_{j,t}$ adalah variabel *dummy* dengan *j* adalah efek variasi kalender. Untuk $M_{m,t}$ adalah variabel *dummy* dengan efek musiman.

Tahap tahap dengan metode ARIMAX mengikuti prosedur berikut:

1. Menentukan variabel *dummy* efek musiman pada Persamaan 2.23

$$M_{1,t} = \begin{cases} 1, \text{ jika bulan ke} - \text{t adalah Januari} \\ 0, \text{ jika lainnya} \end{cases}$$

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

$$\vdots \tag{2.28}$$

$$M_{12,t} = \begin{cases} 1, \text{ jika bulan ke} - \text{t adalah Desember} \\ 0, \text{ jika lainnya} \end{cases}$$

dengan $M_{m,t}$ adalah variabel *dummy* dengan efek musiman. Lalu, menentukan variabel *dummy* efek variasi kalender pada Persamaan 2.24

$$V_{j,t} = \begin{cases} 1, \text{ efek idul fitri pada minggu ke} - \text{j saat terjadinya bulan idul fitri} \\ 0, \text{ jika lainnya} \end{cases}$$

$$V_{j,t-1} = \begin{cases} 1, \text{ efek satu bulan sebelum idul fitri pada minggu ke} - \text{j} \\ 0, \text{ jika lainya} \end{cases}$$

$$V_{j,t+1} = \begin{cases} 1, \text{ efek satu bulan setelah idul fitri pada minggu ke} - \text{j} \\ 0, \text{ jika lainya} \end{cases} \tag{2.29}$$

Persamaan 2.24 memperlihatkan efek dari variasi kalender terjadinya idul fitri dimana *j=1,2,3,4* adalah minggu terjadinya idul fitri pada satu bulan sebelumnya atau *(t-1)* maupun satu bulan setelahnya atau *(t+1)*.

2. Melakukan pemodelan efek variasi kalender menggunakan model Persamaan 2.25

$$Y_t = \delta t + \sum_{j=1}^{4} \alpha_j V_{j,t+1} + \sum_{j=1}^{4} \beta_j M_{j,t} + \sum_{j=1}^{4} \gamma_j V_{j,t-1} + \frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)(1-B)^d} a_t \tag{2.30}$$

3. Medapatkan model ARIMA Box-Jenkis yang terbaik.

4. Melakukan pemodelan data sebenarnya dengan menambah variabel dummy

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

sebagai input secara simultan dengan menggunakan orde ARIMA yang telah didapatkan sebelumnya. Melakukan uji plot ACF dan PACF dari residual $a_{i,t}$ dan apabila residual dependen, maka dilakukan penambahan orde model regresi menurut identifikasi CF dan PACF sampai residual independen.

5. Melakukan uji signifikan parameter dan uji diagnostik sampai diperoleh hasil yang stasioner dan residual yang *white noise*.

6. Melakukan peramalan pada periode selanjutnya atau 12 bulan kedepan

2.11. Akurasi Peramalan

Akurasi peramalan yang digunakan dalam penelitian ini berdasarkan kebaikan model (akurasi ramalan) pada hasil *out-sample*. Pemilihan model terbaik dilakukan apabila ada lebih dari satu model deret waktu yang dipakai. Pemilihan model dapat dilakukan dengan kriteria Mean Absolute Percentage Error (MAPE) dan Root Mean Square Error (RMSE) (Wei, 2006). RMSE merupakan kriteria pemilihan model terbaik berdasarkan pada hasil sisa ramalannya digunakan untuk data *out sample* rumusnya sebagai berikut:

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}\left(Y_t - \hat{Y}_t\right)^2} \tag{2.31}$$

Keterangan:

Y_t = Nilai yang sesungguhnya pada periode t

$\hat{Y}_t$ = Nilai ramalan pada periode ke t

n = Jumlah periode

Sedangkan, MAPE digunakan untuk mengetahui rata-rata dari keseluruhan

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

persentase kesalahan (selisih) antara data aktual dengan data hasil peramalan. Pemilihan model terbaik melalui pendekatan *outsample* menggunakan kriteria MAPE, dengan rumus sebagai berikut:

$$MAPE = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}|\frac{Y_t - \hat{Y}_t}{Y_t}| \times 100\% \tag{2.32}$$

Keterangan:

$\sum$ = Sigma atau jumalah

$|e_i|$ = Nilai mutlak kesalahan error pada periode t

Y_t = Nilai yang sesungguhnya pada periode t

$\hat{Y}_t$ = Nilai ramalan pada periode ke t

n = Jumlah periode

kriteria nilai MAPE menurut (Chang, Wang, & Liu , 2007) dibagi menjadi 4 kriteria yaitu seperti yang ditunjukkan pada Tabel 2.3

Tabel 2.3 Kriteria Nilai MAPE

Nilai MAPE	Akurasi Prediksi
$MAPE \leq 10\%$	Tinggi
$10\% < MAPE \leq 20\%$	Baik
$20\% < MAPE \leq 50\%$	Cukup
$MAPE > 50\%$	Rendah

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

BAB III

METODE PENELITIAN

3.1. Jenis dan Sumber Data

3.1.1. Jenis Data

Pada penelitian ini data yang digunakan adalah data *time series*/runtun waktu harga cabai di Jawa Timur mulai bulan januari tahun 2012 sampai bulan september tahun 2019 dengan model data yang berfluktuasi. Data dibagi menjadi data *in-sample* dan *out-sample*. Pembagian data bertujuan agar model mempunyai kemampuan generalisasi yang daik dalam proses peramalan data. Data *in-sample* diambil sebanyak 84 data berawal dari januari 2012 sampai bulan Desember 2018 sedangkan data out-sample diambil sebanyak 9 data dari bulan januari sampai september 2019. Variabel yang akan digunakan pada penelitian ini adalah variabel independen yaitu data *time series*/runtun waktu harga cabai di Jawa Timur dan memiliki variabel dependen yaitu efek variasi aklender dari hari-hari besar yang mempengaruhi fluktuasi harga cabai di Jawa Timur.

3.1.2. Sumber Data

Data yang didapatkan pada penelitian ini berasal dari Dinas Industri dan Perdagangan (DISPERINDAG) Provinsi Jawa Timur.

3.2. Metode Analisis Data

Pada penelitian ini metode analisis data yang digunakan adalah penulis pada penelitian ini dengan menghitung hasil peramalan pada tahun 2020 dan nilai akurasi

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

dari suatu metode peramalan. Menggunakan model ARIMAX.

3.3. Prosedur Pembentukan Model Peramalan

Akan dijelaskan tahapan penelitian peramalan data harga cabai rawit di Jawa Timur dengan menggunakan model ARIMAX sebagai berkut:

1. Mengidentifikasi pola data dengan *time series* plot
2. Menentukan variabel *dummy* untuk pemodelan pola data antara lain:
   a. Tren

      Data diasumsikan mengandung pola tren linier, sehingga *dummy* yang digunakan adalah $t = 1, 2, ..., n$

   b. Musiman

      Data diasumsikan memiliki pola musiman bulanan, sehingga variabel *dummy* yang digunakan dengan tujuan merekonstruksi pola musiman adalah,

$$M_{i,t} = \begin{cases} 1, \ jika\ bulan\ ke - i \\ 0, jika\ lainnya \end{cases}$$

      dengan $i = 1, 2, 3, ..., 12$ dimana bulan januari sampai desember.

   c. Variasi Kalender Diasumsikan efek Hari Raya Idul Fitri berkaitan dengan minggu terjadinya Hari Raya Idul Fitri, baik di satu bulan sebelum Idul Fitri $(t - 1)$, bulan saat terjadinya Idul Fitri (t) dan satu bulan setelah Idul Fitri $(t + 1)$, sehingga variabel *dummy* yang

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

digunakan adalah,

$$V_{j,t} = \begin{cases} 1, \text{ efek idul fitri pada minggu ke} - \text{j saat terjadinya bulan idul fitri} \\ 0, \text{ jika lainnya} \end{cases}$$

$$V_{j,t-1} = \begin{cases} 1, \text{ efek satu bulan sebelum idul fitri pada minggu ke} - \text{j} \\ 0, \text{ jika lainya} \end{cases}$$

$$V_{j,t+1} = \begin{cases} 1, \text{ efek satu bulan setelah idul fitri pada minggu ke} - \text{j} \\ 0, \text{ jika lainya} \end{cases}$$

dengan $j = 1, 2, 3, 4$.

3. Membagi data menjadi data *in-sample* dan *out-sample*.
4. Meregresikan variabel respon dengan variabel prediktor yang berupa *dummy* pola tren, *dummy* musiman dan *dummy* variasi kalender seperti pada Persamaan (2.13)
5. Melakukan pengecekan apakah residual ε_t sudah memenuhi asumsi *white noise* atau tidak
6. Memodelkan menggunakan model ARIMA dari residual yang diperoleh, jika error dari model regresi time series ε_t tidak memenuhi asumsi *white noise* maka lanjut pada proses ARIMA
    a. Mengidentifikasi Stasioneritas Data dalam *mean* dan varians
    b. Menduga orde p dan q dari plot ACF dan PACF
    c. Melakukan estimasi dan uji signifikansi parameter
    d. Melihat apakah residual sudah memenusi asumsi white noise. Dikatakan telah memenuhi asumsi bila pada plot ACF tidak terdapat

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

lag yang melewati batas signifikan. Dimana taraf signifikan yang ditetapkan $\alpha = 5\%$ yaitu p-value lebih dari α maka H_0 diterima dan memenuhi *white noise*.

e. Melakukan tahap *overfitting* dilakukan untuk melihat model dugaan lainnya yang sesuai dengan data

f. Melakukan pemilihan model terbaik data *out sample* dengan menghitung nilai RMSE dan MAPE pada Persamaan (2.26) dan (2.27)

7. Memodelkan data dengan model ARIMAX pada Persamaan (2.22)

a. Melakukan uji residual *white noise*

b. Melakukan estimasi dan uji signifikansi parameter

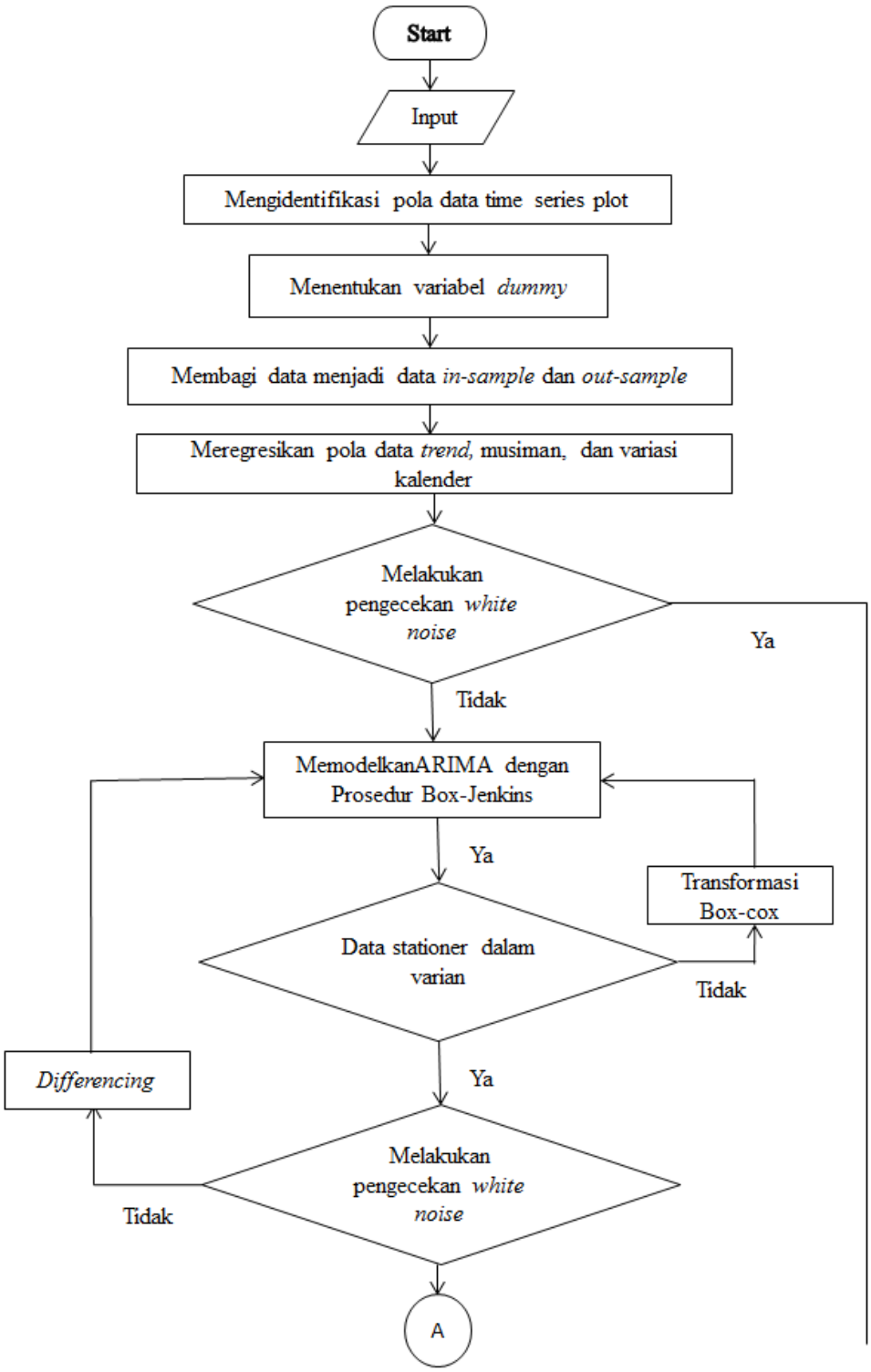
c. Mendapatkan model ARIMAX untuk melakukan peramalan

d. Menghitung akurasi model ARIMAX dari RMSE dan nilai MAPE seperti pada Persamaan (2.26) dan (2.27)

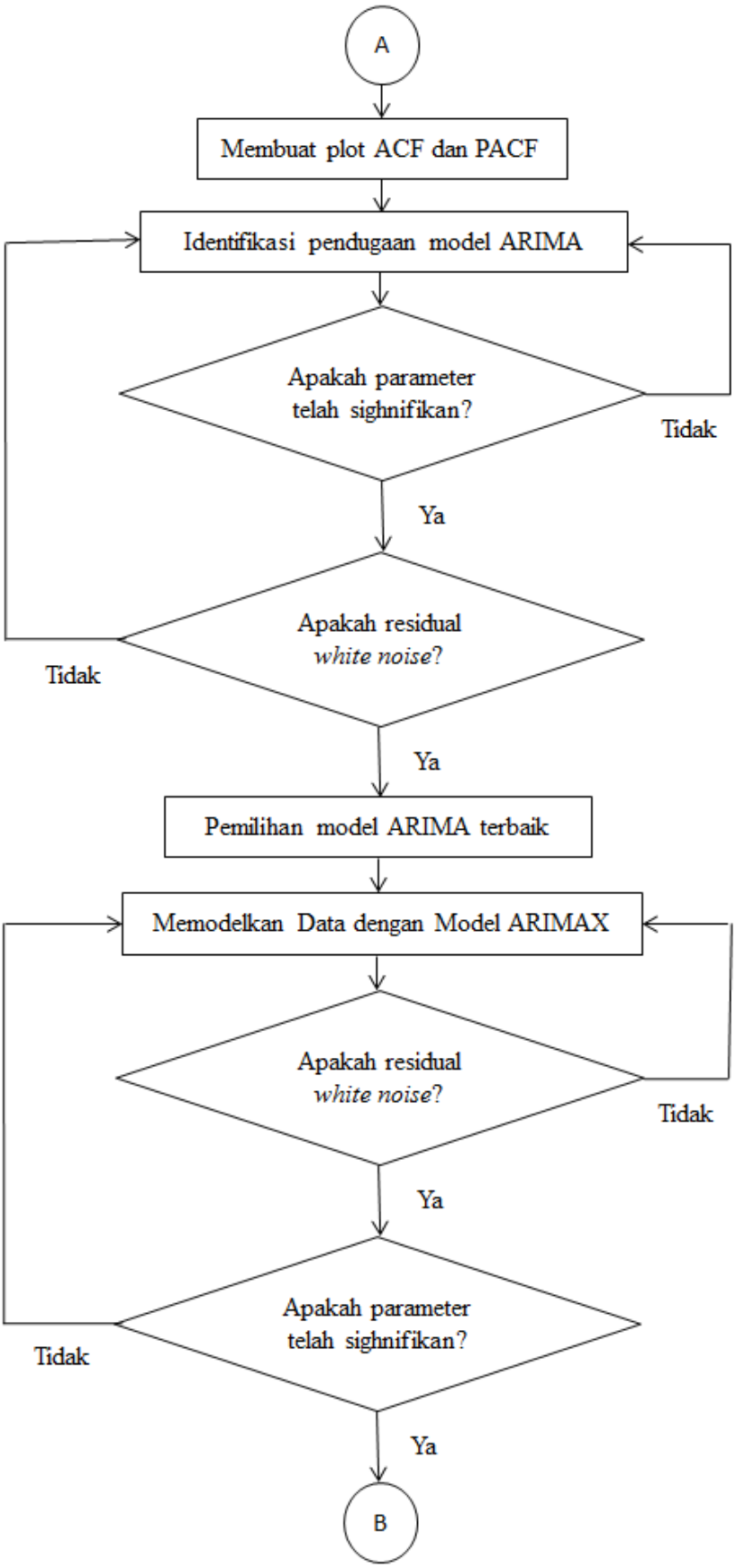
8. Menghitung peramalan tahun 2020

Langkah analisis menggunakan metode ARIMAX dapat digambarkan dalam flowchart dibawah ini.Berikut ini adalah diagram proses penelitian yang akan dilakukan.

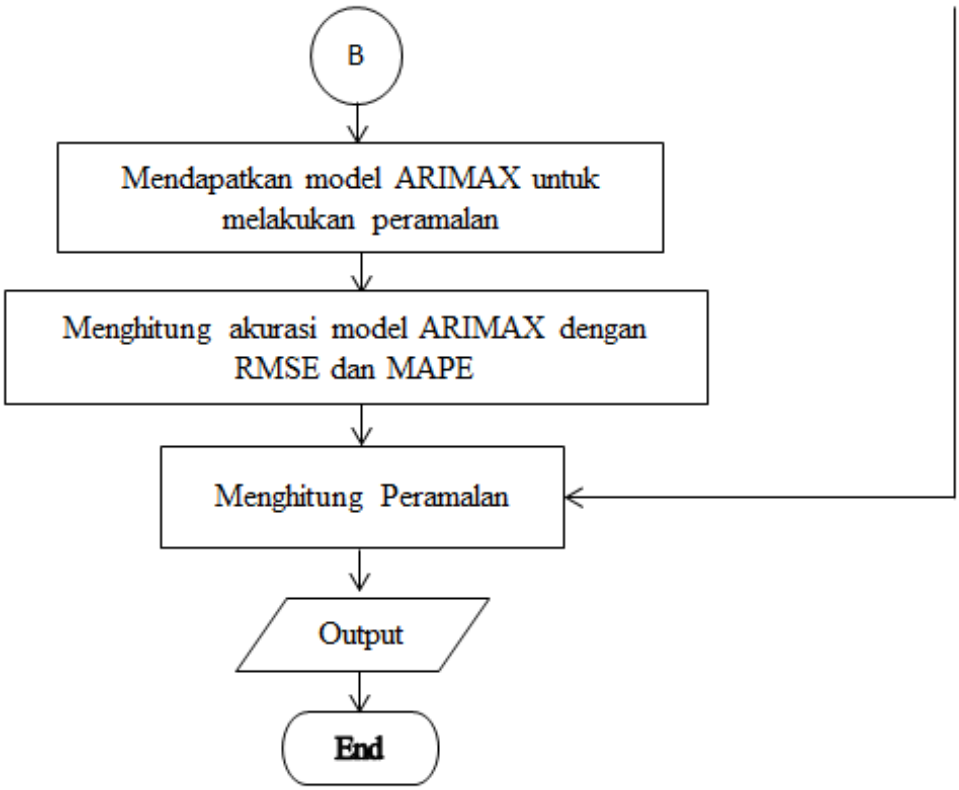
digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id



digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id



digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id



Gambar 3.1 Diagram Proses Penelitian

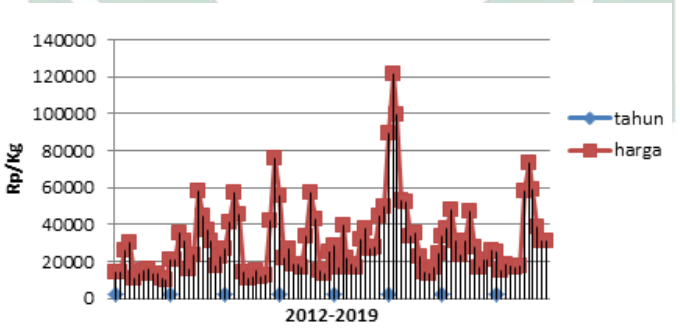
digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

BAB IV

HASIL DAN PEMBAHASAN

4.1. Karakteristik Harga Cabai Rawit Di Provinsi Jawa Timur

Harga cabai rawit di Provinsi Jawa Timur hampir setiap tahun mengalami fluktuasi. Sejak Januari 2012 hingga Desember 2019 menunjukkan fluktuasi yang signifikan yaitu mengalami kenaikan ataupun penurunan secara tajam. Penyebab kenaikan harga cabai disebabkan oleh beberapa faktor antara lain yaitu faktor cuaca, serangan wabah penyakit pada tanaman, permainan harga dari tengkulak, lemahnya pengolahan pangan nasional dan lemahnya regulasi pengaturan harga oleh pemerintah (Santoso , 2016). Berikut ini ditampilkan fluktuasi harga cabai rawit di Provinsi Jawa Timur sejak tahun 2012 hingga 2019 pada Gambar 4.1



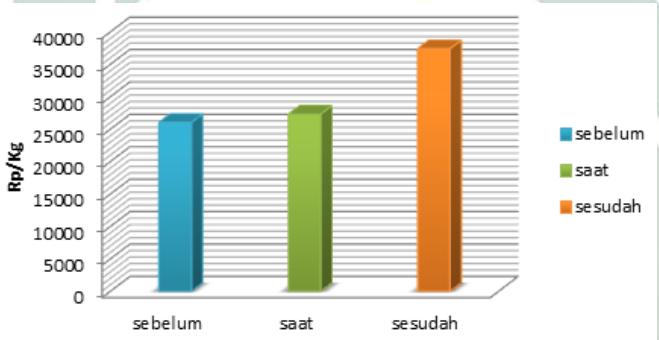
Gambar 4.1 Perkembangan Harga Cabai Rawit di Provinsi Jawa Timur Tahun 2012-2019

Berdasarkan informasi plot *time series* Gambar 4.1 pada bulan Agustus 2018 harga cabai di Jawa Timur mengalami penurunan seharga Rp 27.346,00/kg dari sebelumnya di bulan Juli seharga Rp 46.739,00/kg. Lalu pada bulan Juli 2019 harga cabai naik mencapai harga Rp 57.857,00/kg bahkan naik drastis lebih dari

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

100 persen harga sebelumnya pada bulan Juni 2019 yaitu hanya Rp 17.293,00/kg. Lalu pada bulan Agustusnya 2019 harga cabai tetap naik mencapai Rp 73.625,00/kg. Setiap tahun dari tahun 2011 fluktuasi harga cabai naik turun secara tajam terutama pada jenis cabai rawit.

Menurut keterangan plot *time series* dua tahun terakhir pada tahun 2018 dan 2019 kenaikan harga cabai terjadi pada saat bulan-bulan Idul Fitri yaitu bulan Juni dan Juli. Rata-rata kenaikan harga cabai rawit pada saat Hari Raya Idul Fitri, satu bulan sebelum, dan satu bulan sesudahnya pada periode tahun 2012 sampai 2019 di Jawa Timur disajikan pada Gambar 4.2 berikut:



Gambar 4.2 Rata-rata Harga Cabai Rawit pada Saat, Sebelum, dan Sesudah Hari Raya Idul Fitri

Berdasarkan Gambar 4.2 ditunjukkan bahwa pola rata-rata kenaikan harga cabai rawit periode tahun 2012 hingga 2019 di Provinsi Jawa Timur, terjadi pada saat satu bulan sesudah terjadinya Hari Raya Idul Fitri. Tercatat rata-rata harga cabai di Jawa Timur pada saat terjadinya Hari Raya Idul Fitri sebesar Rp. 27.302,00/kg dan naik seharga Rp. 37.410,00/kg pada satu bulan sesudahnya. Sedangkan, rata-rata harga cabai di Jawa Timur sebelum terjadinya Hari Raya Idul Fitri sebesar 26.02,00/Kg. Kesimpulannya pada kasus harga cabai rawit, seringkali dipengaruhi oleh faktor musiman dan efek variasi kalender, karena misal pada saat Idul Fitri disebabkan petani tidak panen terkait mudik lebaran. Jadi, berdampak

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

pada kenaikan harga cabai rawit satu bulan sesudah Hari Raya Idul Fitri. Dengan demikian, efek bulan selama setahun, minggu saat terjadinya Hari Raya Idul Fitri, dan minggu saat satu bulan sesudah Hari Raya Idul Fitri akan disertakan pada pemodelan ARIMAX dalam bentuk variabel *dummy*.

4.2. Pemodelan Data Harga Cabai Rawit di Provinsi Jawa Timur dengan ARIMAX (ARIMA dengan Efek Variasi Kalender)

Pemodelan ARIMAX dilakukan dengan tahap awal melakukan pemodelan TSR*(Time Series Regression)*. Model TSR*(Time Series Regression)* dengan variabel *dummy* untuk data harga cabai rawit di Provinsi Jawa Timur dapat diduga sebagai berikut:

$$Y_t = \delta_t + \alpha_1 M_1 + \alpha_2 M_2 + \alpha_3 M_3 + \alpha_4 M_4 + \alpha_5 M_5 + \alpha_6 M_6 + \alpha_7 M_7 + \alpha_8 M_8 + \alpha_9 M_9 + \alpha_{10} M_{10} + \alpha_{11} M_{11} + \alpha_{12} M_{12} + \beta_1 V_1 + \beta_2 V_2 + \beta_3 V_3 + \beta_4 V_4 + \gamma_1 V_{1,t+1} + \gamma_2 V_{2,t+1} + \gamma_3 V_{3,t+1} + \gamma_4 V_{4,t+1} + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

Selanjutnya adalah melakukan estimasi parameter dari model dugaan pada Persamaan 4.1. Hasil output estimasi parameter model TSR dapat dilihat pada Gambar 4.3

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

Conditional Least Squares Estimation

Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr > |t|	Lag	Variable	Shift
NUM1	246.72855	89.94277	2.74	0.0079	0	t	0
NUM2	29310.8	8044.0	3.64	0.0005	0	M1	0
NUM3	29623.2	8081.6	3.67	0.0005	0	M2	0
NUM4	37831.6	8120.0	4.66	<.0001	0	M3	0
NUM5	23031.2	8159.3	2.82	0.0064	0	M4	0
NUM6	11508.7	8199.4	1.40	0.1653	0	M5	0
NUM7	9356.0	8795.0	1.06	0.2915	0	M6	0
NUM8	23208.5	10822.5	2.14	0.0359	0	M7	0
NUM9	16540.1	11009.4	1.50	0.1380	0	M8	0
NUM10	7500.2	9070.8	0.83	0.4114	0	M9	0
NUM11	7609.8	8411.2	0.90	0.3691	0	M10	0
NUM12	12037.5	8455.8	1.42	0.1595	0	M11	0
NUM13	21470.9	8501.1	2.53	0.0141	0	M12	0
NUM14	-5291.5	21929.0	-0.24	0.8101	0	C1t	0
NUM15	12912.9	15347.6	0.84	0.4033	0	C2t	0
NUM16	-1637.0	16018.0	-0.10	0.9189	0	C3t	0
NUM17	-5909.8	15356.5	-0.38	0.7017	0	C4t	0
NUM18	7502.9	21907.8	0.34	0.7331	0	C1t1	0
NUM19	13919.0	15348.9	0.91	0.3679	0	C2t1	0
NUM20	16691.8	15446.0	1.08	0.2840	0	C3t1	0
NUM21	-7166.0	15945.1	-0.45	0.6547	0	C4t1	0

Gambar 4.3 Estimasi Parameter Model *Time Series Regression*

Berdasarkan hasil estimasi parameter maka persamaan 4.1 dapat dituliskan menjadi

$$Y_t = 246,7t + 29310,8M_1 + 29623M_2 + 37831,6M_3 + 23031M_4 + 11508M_5 + 9356M_6 + 23208M_7 + 16540M_8 + 7500M_9 + 7609,8M_{10} + 12037M_{11} + 21470M_{12} - 5291V_1 + 12912,8V_2 - 1636,9V_3 - 5909,7V_4 + 7502V_{1,t+1} + 13918,9V_{2,t+1} + 16691,8V_{3,t+1} - 7166V_{4,t+1} + \varepsilon_t \quad (4.2)$$

Setelah didapatkan model TSR, jika residual (ε_t) dari model TSR belum memenuhi asumsi *white noise* maka residual tersebut dimodelkan lagi menggunakan model ARIMA. Sehingga langkah selanjutnya yang harus dilakukan sebelum melakukan pemodelan ARIMA adalah menguji asumsi *white noise* menggunakan uji Ljung Box pada residual model TSR. Berikut ini adalah hasil pengujian *Ljung Box* dari data harga cabai rawit di Provinsi Jawa Timur.

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

Tabel 4.1 Hasil Uji *Ljung Box* TSR

Lag	Chi-square	Q	DF	$X^2_{(0,05;DF)}$	*p-value*	Keputusan
6	63,07	178,43	6	12,59	0,000	Tidak *white noise*
12	83,86	198,22	12	21,03	0,000	Tidak *white noise*
18	101,62	215,13	18	28,87	0,000	Tidak *white noise*
24	110,77	36,42	24	36,42	0,000	Tidak *white noise*

Berdasarkan Tabel 4.1 diketahui bahwa residual model TSR dengan Uji *Ljung-Box* dapat dituliskan dengan hipotesis sebagai berikut:

$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = ... = \rho_6$ *(residual white noise)*

H_1: minimal ada satu $\rho_k \neq 0$ *(residual tidak white noise)*

Statistik Uji:

Dengan menggunakan Persamaan (2.26) didapatkan,

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

$= 84\,(84+2)\left(\frac{(0{,}704)^2}{83} + \frac{(0{,}389)^2}{82} + \frac{(0{,}229)^2}{81} + \frac{(0{,}127)^2}{80} + \frac{(-0{,}018)^2}{79} + \frac{(-0{,}069)^2}{78}\right)$

$= 178,43$

$X^2_{(0,05;6)} = 12,59$

Kriteria Pengujian:

Data harga cabai rawit di Provinsi Jawa Timur belum memenuhi asumsi *white noise* karena memiliki nilai *P-value* kurang dari taraf signifikansi $\alpha = 0,05$. Secara uji statistik dapat diketahui bahwa semua *lag* tidak signifikan karena $Q > X^2_{\alpha,k}$ sehingga dapat disimpulkan bahwa model TSR tidak memenuhi asumsi *white noise*. Selanjutnya dilakukan pemodelan pada residual model TSR menggunakan model ARIMA.

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

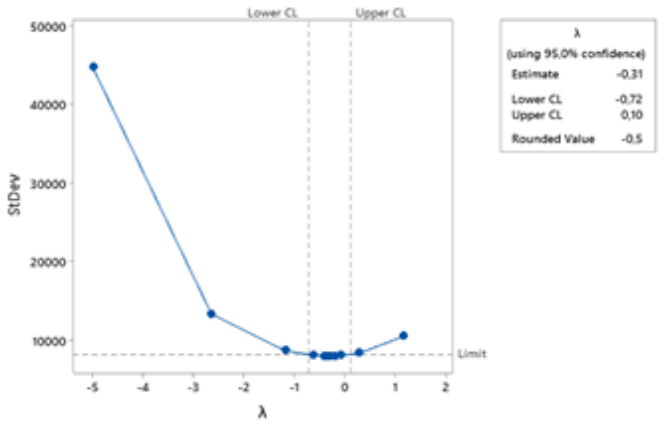
4.3. Pemodelan Regresi Time Series Data Harga Cabai Rawit Di Provinsi Jawa Timur dengan Tahap ARIMA

Proses peramalan harga cabai rawit di Provinsi Jawa Timur selama 1 tahun ke depan harus melalui beberapa proses yang akan dilakukan. Proses yang pertama yaitu membuat dan mengidentifikasi plot *time series*, yang kedua yaitu membagi data menjadi data *in-sample* dan data *out-sampl*e dimana *in-sample* digunakan untuk mendapatkan dugaan model ARIMA, sedangkan out-sample digunakan untuk mendapatkan model terbaik. Proses yang ketiga yaitu tahap identifikasi stasioneritas data. Apabila data telah stasioner maka dilanjutkan dengan identifikasi dugaan model dengan melihat plot ACF dan PACF, selanjutnya dilakukan estimasi parameter, uji signifikansi parameter dan uji asumsi residual. Jika, terdapat beberapa model yang talah signifikan dan memenuhi asumsi residual selanjutnya dilakukan pemilihan model terbaik untuk melakukan tahap peramalan.

4.3.1. Identifikasi Stasioneritas Data

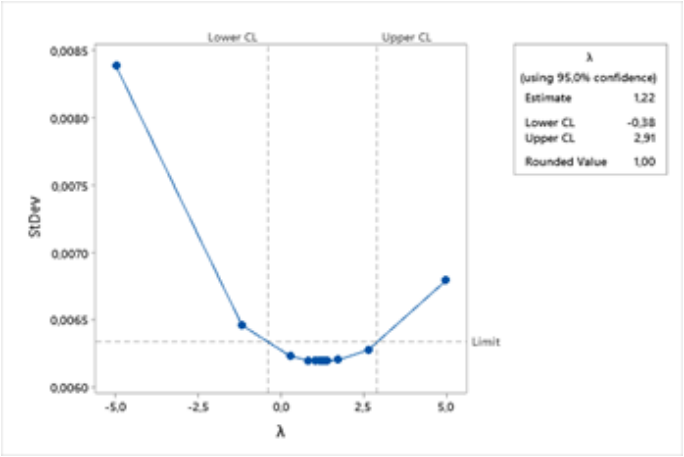
Identifikasi stasioneritas data *time series* dilakukan untuk melihat apakah data sudah stasioner dalam varians dan *mean* atau belum. Stasioner dalam varians dapat diketahui melalui plot Box-Cox. Setelah dilakukan uji stasioner dalam varians data harga cabai rawit di Provinsi Jawa Timur menggunakan *Box-Cox plot* mendapatkan hasil yang ditampilkan pada Gambar 4.4.

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id



Gambar 4.4 *Box-Cox Plot* Data Harga Cabai Rawit di Provinsi Jawa Timur

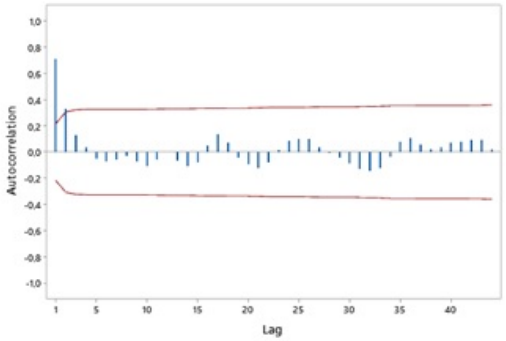
Pada Gambar 4.4 menunjukkan bahwa data harga cabai rawit di Provinsi Jawa Timur memiliki nilai *raunded value* atau λ sebesar -0,5, nilai lower CL sebesar -0,72 dan nilai upper CL sebesar 0,10. Berdasarkan nilai tersebut diperoleh kesimpulan bahwa data belum stasioner dalam varians karena nilai λ tidak sama dengan 1. Berdasarkan nilai *raunded value* atau λ sebesar -0,5 maka pada Tabel 2.1 akan dilakukan transformasi menggunakan persamaan $\frac{1}{\sqrt{Y_t}}$. Berikut adalah plot Box-Cox data harga cabai rawit di Provinsi Jawa Timur setelah dilakukan transformasi.



Gambar 4.5 Plot *Box-Cox* Setelah Transformasi

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

Berdasarkan Gambar 4.5 dapat dilihat *Box-Cox plot* setelah dilakukan transformasi mendapatkan hasil nilai λ sama dengan 1 sehingga dapat dikatakan bahwa data telah stasioner dalam varians atau tidak dilakukan transformasi lagi. Selanjutnya dilakukan identifikasi stasioneritas data dalam *mean*. Stasioner dalam *mean* dapat dilhat dari plot ACF sebagai berikut:



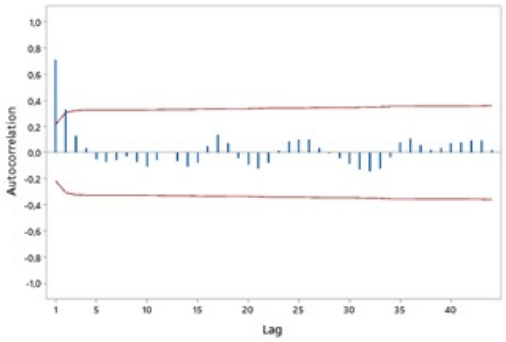
Gambar 4.6 Plot ACF Data Harga Cabai Rawit di Provinsi Jawa Timur

Pada Gambar 4.6 terlihat bahwa plot ACF memiliki pola *dies down* yang artinya turun secara eksponensial dan tidak terpotong lebih dari 3 lag. Sehingga menunjukkan bahwa data harga cabai rawit di Provinsi Jawa Timur telah stasioner dalam *mean*.

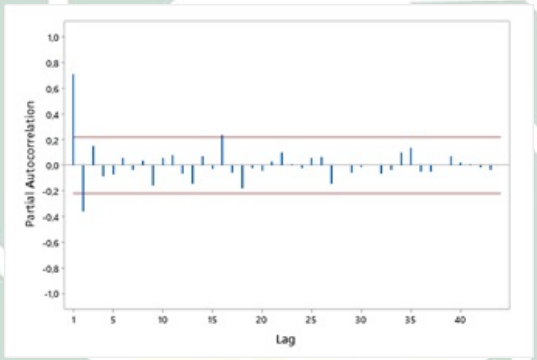
4.3.2. Identifikasi Model ARIMA

Identifikasi model ARIMA dilakukan untuk mengetahui dugaan model ARIMA dengan melihat plot ACF dan PACF. Plot ACF dan PACF dapat dilihat pada gambar dibawah ini:

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id



(a)



(b)

Gambar 4.7 Plot ACF (a) dan PACF (b) Data Harga Cabai Rawit di Provinsi Jawa Timur

Pada Gambar 4.7 menunjukkan bahwa model dugaan yang terbentuk dari plot ACF dan PACF adalah AR. Dugaan model sementara dapat dilihat dari lag yang keluar batas signifikan pada plot ACF dan PACF dimana model AR dilihat dari plot PACF dan model MA dilihat dari plot ACF. Model ARIMA(0,0,1), ARIMA(0,0,2) dan ARIMA(1,0,1) didapatkan dari plot ACF dimana pada lag 1 dan lag 2 keluar batas signifikan. Pada plot PACF cut-off pada lag ke-1, 2, dan 16, sehingga dugaan model yang terbentuk adalah ARIMA(2,0,0), ARIMA([2],0,1), ARIMA ([1,16],0,0), dan ARIMA ([2,16],0,0).

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

4.3.3. Estimasi dan Uji Signifikansi Parameter

Pendugaan model ARIMA yang telah diperoleh selanjutnya akan dilakukan pengujian estimasi dan uji signifikansi parameter. Nilai dugaan parameter dan uji signifikansi model ARIMA secara lengkap ditampilkan pada Lampiran 00. dan dapat dilihat pada Tabel 4.2

Tabel 4.2 Hasil Estimasi dan Uji signifikansi Parameter Model ARIMA

Model Dugaan	Parameter	Estimasi	SE	*P-value*
ARIMA(1,0,0)	ϕ_1	0,65803	0,08334	0,000
ARIMA(2,0,0)	ϕ_1	0,83543	0,10706	0,000
	ϕ_2	-0,2725	0,10710	0,012
ARIMA([1,16],0,0)	ϕ_1	0,6924	0,07562	0,000
	ϕ_{16}	0,2054	0,0859	0,012

Uji signifikansi parameter model ARIMA berdasarkan Tabel 4.2 secara statistik ditunjukkan sebagai berikut:

1. **Uji Signifikansi Parameter ϕ_1 pada model ARIMA(1,0,0)**

   Pengujian signifikansi parameter model AR*(Autoregreesive)* dengan Hipotesis sebagai berikut:

   $H_0 : \phi_1 = 0$ (parameter tidak signifikan)

   $H_1 : \phi_1 \neq 0$ (parameter signifikan)

   Dengan menggunakan Persamaan 2.24 diperoleh,

   $t_{hitung} = \frac{\hat{\phi}_j}{SE(\hat{\phi}_j)} = 0,65803/0,08334 = 7,8957$

   $t_{(0,025;83)} = 1,98896$

   Kriteria Pengujian:

   Hasil uji signifikansi menunjukkan bahwa parameter dugaan telah signifikan

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

karena memiliki nilai *P-value* kurang dari taraf signifikansi $\alpha = 0,05$. Secara uji statistik dapat diketahui bahwa nilai $|t_{hitung}| > t_tabel$ maka didapatkan keputusan hipotesis menolak H0 sehingga dapat disimpulkan parameter ϕ_1 pada model ARIMA(1,0,0) signifikan.

2. **Uji Signifikansi Parameter ϕ_1 pada model ARIMA(2,0,0)**

   Pengujian signifikansi parameter model AR*(Autoregreesive)* dengan Hipotesis sebagai berikut:

   $H_0 : \phi_1 = 0$ (parameter tidak signifikan)

   $H_1 : \phi_1 \neq 0$ (parameter signifikan)

   Dengan menggunakan Persamaan 2.24 diperoleh,

   $t_{hitung} = \frac{\hat{\phi}_j}{SE(\hat{\phi}_j)} = 0,83543/0,10706 = 7,8033$

   $t_{(0,025;82)} = 1,98932$

   Kriteria Pengujian:

   Hasil uji signifikansi menunjukkan bahwa parameter dugaan telah signifikan karena memiliki nilai *P-value* kurang dari taraf signifikansi $\alpha = 0,05$. Secara uji statistik dapat diketahui bahwa nilai $|t_{hitung}| > t_tabel$ maka didapatkan keputusan hipotesis menolak H0 sehingga dapat disimpulkan parameter ϕ_1 pada model ARIMA(2,0,0) signifikan.

3. **Uji Signifikansi Parameter ϕ_2 pada model ARIMA(2,0,0)**

   Pengujian signifikansi parameter model AR*(Autoregreesive)* dengan Hipotesis sebagai berikut:

   $H_0 : \phi_2 = 0$ (parameter tidak signifikan)

   $H_1 : \phi_2 \neq 0$ (parameter signifikan)

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

Dengan menggunakan Persamaan 2.24 diperoleh,

$t_{hitung} = \frac{\hat{\phi}_j}{SE(\hat{\phi}_j)} = -0,2725/0,10710 = 2,5443$

$t_{(0,025;82)} = 1,98932$

Kriteria Pengujian:

Hasil uji signifikansi menunjukkan bahwa parameter dugaan telah signifikan karena memiliki nilai *P-value* kurang dari taraf signifikansi $\alpha = 0,05$. Secara uji statistik dapat diketahui bahwa nilai $|t_{hitung}| > t_tabel$ maka didapatkan keputusan hipotesis menolak H0 sehingga dapat disimpulkan parameter ϕ_2 pada model ARIMA(2,0,0) signifikan.

4. **Uji Signifikansi Parameter ϕ_1 pada model ARIMA([1,16],0,0)**

   Pengujian signifikansi parameter model AR*(Autoregreesive)* dengan Hipotesis sebagai berikut:

   $H_0 : \phi_1 = 0$ (parameter tidak signifikan)

   $H_1 : \phi_1 \neq 0$ (parameter signifikan)

   Dengan menggunakan Persamaan 2.24 diperoleh,

   $t_{hitung} = \frac{\hat{\phi}_j}{SE(\hat{\phi}_j)} = 0,6924/0,07562 = 9,1563$

   $t_{(0,025;82)} = 1,98932$

   Kriteria Pengujian:

   Hasil uji signifikansi menunjukkan bahwa parameter dugaan telah signifikan karena memiliki nilai *P-value* kurang dari taraf signifikansi $\alpha = 0,05$. Secara uji statistik dapat diketahui bahwa nilai $|t_{hitung}| > t_tabel$ maka didapatkan keputusan hipotesis menolak H0 sehingga dapat disimpulkan parameter ϕ_1 pada model ARIMA([1,16],0,0) signifikan.

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

5. **Uji Signifikansi Parameter $\phi_1 6$ pada model ARIMA([1,16],0,0)**

   Pengujian signifikansi parameter model AR*(Autoregreesive)* dengan Hipotesis sebagai berikut:

   $H_0 : \phi_1 6 = 0$ (parameter tidak signifikan)

   $H_1 : \phi_1 6 \neq 0$ (parameter signifikan)

   Dengan menggunakan Persamaan 2.24 diperoleh,

   $t_{hitung} = \frac{\hat{\phi}_j}{SE(\hat{\phi}_j)} = 0,2054/0,0859 = 2,3911$

   $t_{(0,025;82)} = 1,98932$

   Kriteria Pengujian:

   Hasil uji signifikansi menunjukkan bahwa parameter dugaan telah signifikan karena memiliki nilai *P-value* kurang dari taraf signifikansi $\alpha = 0,05$. Secara uji statistik dapat diketahui bahwa nilai $|t_{hitung}| > t_tabel$ maka didapatkan keputusan hipotesis menolak H0 sehingga dapat disimpulkan parameter $\phi_1 6$ pada model ARIMA([1,16],0,0) signifikan.

4.3.4. Uji Asumsi Residual *(white noise)*

Pada pengujian diagnosa asumsi residual model meliputi uji *white noise* yaitu residual yang bersifat independen dan berdistribusi normal. *Ljung-Box* adalah uji yang digunakan untuk mengetahui apakah data telah memenuhi *white noise* atau belum. Pengujian asumsi residual *white noise* menggunakan *Ljung-Box* dengan hipotesis sebagai berikut:

H_0 = Residual data *white noise*

H_1 = Residual data tidak *white noise*

dengan taraf signifikan α sebesar 0,05 dan H0 diterima apabila p-value lebih dari α dan secara uji statistik apabila $Q < X_{tabel}$. Hasil pengujian residual *white noise*

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

pada dugaan model ARIMA secara lengkap ditampilkan pada lampiran 1 dan berikut adalah salah satu dugaan model ARIMA yang terbentuk:

Tabel 4.3 Uji Ljung-Box pada Model ARIMA([1,16],0,0)

Model Dugaan	Lag	Chi-square	Q	DF	$X^2{}_{(0,05;DF)}$	*p-value*	Keputusan
ARIMA([1,16],0,0)	6	6,22	5,419	4	9,488	0,1833	*White noise*
	12	14,26	12,896	10	18,307	0,1613	*White noise*
	18	17,92	14,186	16	26,296	0,3286	*White noise*
	24	26,35	21,894	22	33,924	0,2371	*White noise*

Berdasarkan Tabel 4.3 hasil residual model ARIMA([1,16],0,0) dengan Uji Ljung-Box dapat dituliskan dengan Hipotesis sebagai berikut:

$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = ... = \rho_6$ *(residual white noise)*

H_1: minimal ada satu $\rho_k \neq 0$ *(residual tidak white noise)*

Statistik Uji:

Dengan menggunakan Persamaan (2.26) didapatkan,

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

$= 84\,(84+2) \left(\frac{(0{,}166)^2}{83} + \frac{(-0{,}161)^2}{82} + \frac{(-0{,}091)^2}{81} + \frac{(0{,}043)^2}{80} + \frac{(-0{,}083)^2}{79} + \frac{(-0{,}007)^2}{78} \right)$

$= 5,419$

$X^2{}_{(0,05;6-2)} = 9,488$

Kriteria Pengujian:

Pada tabel 4.3 model ARIMA([1,16],0,0) setelah dilakukan uji *Ljung-Box* bersifat white noise karena memiliki nilai *P-value* lebih dari taraf signifikansi $\alpha = 0,05$. Secara uji statistik dapat diketahui bahwa semua lag signifikan karena $Q < X_{tabel}$ sehingga dapat disimpulkan bahwa residual model ARIMA([1,16],0,0) memenuhi asumsi *white noise* yang artinya model telah cocok.

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

4.3.5. Tahap *Overfitting*

Pada tahap *overfitting* dilakukan untuk melihat model dugaan lain yang mungkin sesuai dengan data.

Tabel 4.4 Hasil *Overfitting* Dugaan Model ARIMA

Model Dugaan	Parameter	Uji Parameter	Uji WhiteNoise
ARIMA(1,0,0)	ϕ_1	Sign.	Tidak *White noise*
ARIMA(2,0,0)	ϕ_1	Sign.	*White noise*
	ϕ_2	Sign.	*White noise*
ARIMA(0,0,2)	θ_1	Sign.	*White noise*
	θ_2	Sign.	*White noise*
ARIMA([1,16],0,0)	ϕ_1	Sign.	*White noise*
	ϕ_{16}	Sign.	*White noise*
ARIMA(1,0,1)	ϕ_1	Sign.	*White noise*
	θ_1	Sign.	*White noise*
ARIMA([2,16],0,0)	ϕ_2	Tidak Sign.	Tidak *White noise*
	ϕ_{16}	Tidak Sign.	Tidak *White noise*

Pada Tabel 4.5 terlihat bahwa terdapat 5 model dugaan yang semua parameternya signifikan, dan memenuhi asumsi residual *white noise* adalah model ARIMA(2,0,0), ARIMA(0,0,2), ARIMA([1,16],0,0), ARIMA(1,0,0) dan ARIMA([2],0,1).

4.3.6. Pemilihan Model Terbaik

Setelah mendapatkan beberapa model dugaan yang telah signifikan dan memenuhi asumsi residual, selanjutnya dilakukan pemilihan model terbaik.

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

Pemilihan model terbaik digunakan untuk mendapatkan model yang memiliki nilai eror terkecil yang paling akurat diantara model-model lainnya. Dalam penelitian ini pemilihan model terbaik menggunakan kriteria *out-sample*, dengan menggunakan Persamaan 2.31 dan 2.32 didapatkan nilai RMSE dan MAPE untuk model terbaik dari masing-masing model terpilih ditunjukkan pada Tabel 4.6

Tabel 4.5 Hasil Perhitungan RMSE dan MAPE

Model Dugaan	RMSE	MAPE%
ARIMA(2,0,0)	21198	41,85%
ARIMA(0,0,2)	21125	42%
ARIMA([1,16],0,0)	19655	30%
ARIMA(1,0,1)	21240	41,78%
ARIMA([2],0,1)	21215	41,11%

Pada Tabel 4.6 terlihat bahwa kriteria pemilihan model terbaik berdasarkan nilai RMSE dan MAPE yang paling kecil. Pada data harga cabai di provinsi Jawa Timur diperoleh model terbaiknya adalah ARIMA([1,16],0,0) karena memiliki nilai RMSE dan MAPE yang paling kecil diantara semua model dugaan. Bentuk matematis model ARIMA([1,16],0,0) dapat dituliskan sebagai berikut:

$(1 - \phi_1 B - \phi_1 6 - B^2)\varepsilon_t = a_t$

$\varepsilon_t - \phi_1 \varepsilon_{t-1} - \phi_{16} \varepsilon_{t-16} = a_t$

$\varepsilon_t = \phi_1 \varepsilon_{t-1} + \phi_{16} \varepsilon_{t-16} + a_t$

$\varepsilon_t = 0,692 \varepsilon_{t-1} + 0,206 \varepsilon_{t-16} + a_t$ (4.3)

Setelah didapatkan Persamaan 4.3 dari model ARIMA([1,16],0,0) tahap selanjutnya adalah membentuk model ARIMAX yaitu gabungan antara model ARIMA dan model TSR *(Time Series Regrresion)* variasi kalender.

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

4.4. Peramalan Harga Cabai Rawit di Provinsi Jawa Timur dengan Model ARIMAX

Pemodelan ARIMAX adalah model ARIMA dengan tambahan variabel eksogen atau tambahan efek variasi kalender. Secara matematis merupakan gabungan antara model TSR *(Time Series Regrresion)* variasi kalender dalam bentuk *dummy* dan model ARIMA([1,16],0,0) yang telah terpilih.

4.4.1. Uji Asumsi Residual *White Noise*

Model dikatakan layak untuk peramalan jika memenuhi asumsi residual *white noise*. Pengujian asumsi *white noise* dilakukan pada pemodelan serempak yaitu gabungan antara model TSR *(Time Series Regrresion)* variasi kalender dalam bentuk *dummy* dan model ARIMA([1,16],0,0). Uji asumsi residual *white noise* menggunakan *Ljung-Box* dengan hipotesis sebagai berikut:

H_0 = Residual data *white noise*

H_1 = Residual data tidak *white noise*

dengan taraf signifikan α sebesar 0,05 atau 5% dan H_0 diterima apabila p-value lebih dari α dan secara uji statistik apabila $Q < X_{tabel}$. Hasil pengujian residual *white noise* secara lengkap ditampilkan pada lampiran 00 dan berikut adalah hasil uji *white noise* ARIMAX([1,16],0,0):

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

Tabel 4.6 Hasil Uji Ljung-Box ARIMAX

Model	Lag	Chi-square	Q	DF	$X^2_{(0,05;DF)}$	*p-value*	Keputusan
ARIMAX([1,16],0,0)	6	6,25	5,194	4	7 9,488	0,1812	*white noise*
	12	12,73	10,915	10	18,307	0,2394	*white noise*
	18	14,63	11,926	16	26,296	0,5522	*white noise*
	24	21,62	17,012	22	33,924	0,4830	*white noise*

Berdasarkan Tabel 4.6 diketahui bahwa hasil residual model ARIMAX([1,16],0,0) dengan Uji *Ljung-Box* dapat dituliskan dengan Hipotesis sebagai berikut:

$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \rho_3 = ... = \rho_6$ *(residual white noise)*

H_1: minimal ada satu $\rho_k \neq 0$ *(residual tidak white noise)*

Statistik Uji:

Dengan menggunakan Persamaan (2.26) didapatkan,

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

$= 84\,(84+2) \left(\frac{(0{,}138)^2}{83} + \frac{(-0{,}040)^2}{82} + \frac{(-0{,}112)^2}{81} + \frac{(0{,}038)^2}{80} + \frac{(-0{,}163)^2}{79} + \frac{(0{,}021)^2}{78} \right)$

$= 5,194$

$X^2_{(0,05;6-2)} = 9,488$

Kriteria Pengujian:

Pada tabel 4.6 model ARIMAX([1,16],0,0) setelah dilakukan uji *Ljung-Box* bersifat white noise karena memiliki nilai *P-value* lebih dari taraf signifikansi $\alpha = 0,05$. Secara uji statistik dapat diketahui bahwa semua lag signifikan karena $Q < X_{tabel}$ sehingga dapat disimpulkan bahwa residual model ARIMAX([1,16],0,0) memenuhi asumsi *white noise* yang artinya model telah cocok.

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

4.4.2. Estimasi dan Uji Signifikansi Parameter

Model ARIMAX efek variasi kalender yang telah terpilih selanjutnya akan dilakukan estimasi dan uji signifikansi parameter. Hasil uji signifikasi menunjukkan terdapat beberapa parameter yang tidak signifikan *p-value* $>$ α(0,05). Parameter ini tetap digunakan untuk mendapatkan nilai peramalan model ARIMAX([1,16],0,0) dan parameter ini tetap dimasukkan dalam persamaan karena tujuan akhir penelitian ini adalah memperoleh nilai ramalan terbaik. Hal ini didukung oleh penelitian Agnes Ona (2017) tentang uji signifikansi dalam peramalan. Hasil estimasi dan uji signifikansi parameter dapat dilihat pada Tabel 4.7 dibawah ini:

Tabel 4.7 Hasil estimasi parameter model ARIMAX([1,16],0,0)

Parameter	Estimasi	Standart Error	t_value	*P-value*
ϕ_1	0,733	0,079	9,21	0,000
ϕ_{16}	0,174	0,094	1,84	0,069
δ	-0,00018	0,000	-1,47	0,145
α_1	-0,00575	0,002	-2,05	0,044
α_2	-0,00265	0,003	-0,76	0,449
α_3	-0,00958	0,003	-2,55	0,012
α_4	-0,00435	0,003	-1,16	0,251
α_5	0,00484	0,003	1,27	0,208
α_6	0,00439	0,003	1,10	0,274
α_7	-0,00441	0,004	-1,03	0,305
α_8	-0,00391	0,004	-0,96	0,340
α_9	0,00242	0,003	0,64	0,527

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

α_{10}	0,00498	0,003	1,46	0,148
α_{11}	0,00313	0,002	1,17	0,246
α_{12}	-0,00189	0	0	0,000
β_1	0,00229	0,004	0,46	0,646
β_2	-0,00071	0,004	-0,14	0,886
β_3	0,00117	0,004	0,24	0,814
β_4	0,00354	0,004	0,71	0,478
γ_1	-0,00275	0,005	-0,55	0,584
γ_2	-0,0038	0,004	-0,78	0,438
γ_3	-0,00099	0,004	-0,20	0,842
γ_4	0,00144	0,004	0,29	0,772

Berdasarkan hasil estimasi parameter yang telah dilakukan, pada langkah selanjutnya adalah menulis persamaan matematis model ARIMAX([1,16],0,0) dengan efek variasi kalender sebagai berikut:

$$Y_t = -0,00018t - 0,00575M_1 - 0,00265M_2 - 0,00958M_3 - 0,00435M_4 + 0,00484M_5 + 0,00439M_6 - 0,00441M_7 - 0,00391M_8 + 0,00242M_9 + 0,00498M_{10} + 0,00313M_{11} - 0,00189M_{12} + 0,00229V_{(1,t)} - 0,00071V_{(2,t)} + 0,00117V_{(3,t)} + 0,00354V_{(4,t)} - 0,00275V_{(1,t+1)} - 0,0038V_{(2,t+1)} - 0,00099V_{(3,t+1)} + 0,00144V_{(4,t+1)} + \frac{1}{(1-0,7335B-0,174B^{16})}\alpha_t \quad (4.4)$$

4.4.3. Akurasi Peramalan

Akurasi peramalan mengunakan model ARIMAX([1,16],0,0) data harga cabai rawit di provinsi Jawa Timur menggunakan kriteria *out-sample*, dengan menggunakan persamaan 2.31 dan 2.32 didapatkan nilai RMSE dan MAPE. Hasil

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

akurasi peramalan dengan menggunakan model ARIMAX([1,16],0,0) dapat dilihat pada Tabel 4.8

Tabel 4.8 Hasil RMSE dan MAPE

Model	RMSE	MAPE
ARIMAX([1,16],0,0)	12195	24%

Secara metematis nilai RMSE didapatkan dengan rumus sebagai berikut :

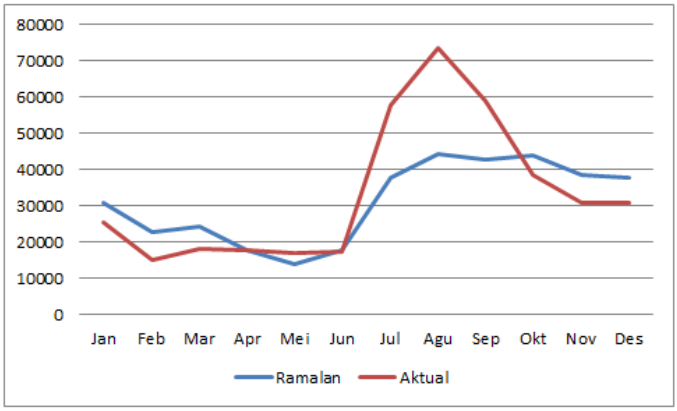
$$\begin{aligned}\text{RMSE} &= \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}\left(Y_t - \hat{Y}_t\right)^2} \\ &= \sqrt{\frac{1}{12}\left(1784701454,45\right)} \\ &= \sqrt{148725121,2} \\ &= 12195,\end{aligned}$$

Secara metematis nilai MAPE didapatkan dengan rumus sebagai berikut:

$$\begin{aligned}\text{MAPE} &= \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n}\left|\frac{Y_t-\hat{Y}_t}{Y_t}\right| \times 100\% \\ &= \frac{2,89948}{12} \times 100 \\ &= 0,2416 \times 100 \\ &= 24\%\end{aligned}$$

Hasil akurasi model peramalan dengan menggunakan model ARIMAX([1,16],0,0) berdasarkan nilai MAPE 24% memiliki kemampuan cukup untuk meramalkan. Secara visual peramalan harga cabai rawit di Provinsi Jawa Timur dapat dilihat pada Gambar 4.8 berikut

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id



Gambar 4.8 Ramalan *out-sample* model ARIMAX([1,16],0,0)

Berdasarkan Gambar 4.8 dapat disimpulkan bahwa peramalan harga cabai rawit di Provinsi Jawa Timur dengan menggunakan metode ARIMAX([1,16],0,0) menghasilkan nilai ramalan yang mengikuti pola data aktual.

4.4.4. Peramalan Harga Cabai di Tahun 2020

Berdasarkan pengolahan data diatas, didapatkan model terbaik peramalan harga cabai rawit di Provinsi Jawa Timur menggunakan model ARIMAX dengan ordo ([1,16],0,0). Selanjutnya, akan dilakukan peramalan harga cabai rawit di Provinsi Jawa Timur dari model terbaik yang didapatkan tersebut. Hasil peramalan cabai rawit tahun 2020 dapat dilihat pada Tabel 4.9

Tabel 4.9 Peramalan Harga Cabai Rawit di Provinsi Jawa Timur Tahun 2020

Bulan	Ramalan
Januari	36646,76
Februari	32548,52
Maret	48922,56
April	36580,52
Mei	18558,55

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

Juni	19154,44
Juli	29143
Agustus	27637,53
September	21271,73
Oktober	19964,81
November	24651,16
Desember	37780,43

Berdasarkan Tabel 4.9 pada bulan Januari 2020, harga cabai diprediksi sebesar Rp.36.646/kg. Sedangkan data aktual harga cabai yang telah ditetapkan oleh DISPERINDAG mengalami kenaikan sebesar Rp 59.607/kg dari harga cabai pada bulan Desember 2019 sebesar Rp. 30.597/kg. Dalam hal ini selisih harga prediksi dan harga aktual mengalami perbedaan yang cukup timpang. Melonjaknya harga cabai pada bulan Januari dipicu awal tahun baru 2020. Selain itu, disebabkan karena penurunan luas tanam dan produksi yang menurun drastis dibandingkan dengan tahun sebelumnya (Anam , 2020).

Pada bulan Februari, harga cabai diprediksi mengalami penurunan dari bulan sebelumnya menjadi Rp. 32.548/kg. Sedangkan data aktual harga cabai yang telah ditetapkan oleh DISPERINDAG sebesar Rp. 46.105/kg (DISPERINDAG JATIM , 2020). Dimana harga tersebut juga mengalami penurunan dari bulan Januari. Hal ini sejalan dengan berita yang tercantum dalam Jawa Pos yang menyebutkan bahwa harga cabai perlahan mengalami penurunan karena mulai memasuki masa panen yaitu dibulan Maret-Juli (Wijayanto , 2020).

Pada bulan Maret, harga cabai diprediksi mengalami kenaikan kembali menjadi Rp. 48.922/kg. Hal ini cukup timpang dengan data aktual harga cabai

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

yang telah ditetapkan oleh DISPERINDANG, karena pada kenyataannya harga cabai dibulan maret terus mengalami penurunan menjadi Rp. 34.854/kg. Seperti berita yang termuat dalam SurabayaBisnis.com yang menyebutkan bahwa pada bulan maret harga cabai akan cenderung turun karena seiring dengan panen cabai sehingga pemasokan akam terus meningkat (Widarti, Harga Cabai Jatim Diperkirakan Mulai Turun pada Maret, , 2020).

Pada bulan April, hasil peramalan menunjukkan harga cabai mulai turun menjadi harga Rp. 36.580/kg. Hal ini sejalan dengan berita yang termuat dalam NewsEditor.id yang menyebutkan bahwa harga cabai menjelang puasa mulai mengalami penurunan harga (Qadar , 2020). Dimana puasa ramadhan tahun 2020 terjadi pada minggu ke empat bulan April. Data hasil peramalan yang dihasilkan tidak jauh beda dengan data harga cabai aktual yang ditetapkan oleh DISPERINDAG, yaitu sebesaar Rp.32.711/kg (DISPERINDAG JATIM , 2020).

Berdasarkan data hasil peramalan, harga cabai terus mengalami penurunan dari bulan April ke bulan Mei. Hasil peramalan cabai untuk bulan Mei sebesar Rp.19.154/kg. Hal ini sejalan dengan berita yang termuat dalam Jawa Pos yang menyebutkan bahwa harga cabai rawit terus menurun hingga 20 ribu per kilogram karena pasokan yang sangat melimpah (Ridwansah , 2020). Data peramalan yang dihasilkan tidak jauh berbeda dengan data yang ditetapkan oleh DISPERINDAG yaitu sebesar Rp.17.841/kg (DISPERINDAG JATIM , 2020). Salah satu penyebab harga cabai yang terus mengalami penurunan ini disebabkan karena dampak dari pandemi virus covid-19. Pandemi covid-19 ini menyebabkan penurunan harga cabai dalam skala nasional termasuk Jawa Timur. Seperti berita yang termuat dalam wartaekonomi.co.id yang menyebutkan bahwa pasokan cabai yang sangat melimpah pada masa panen (April-Juli) sedangkan permintaan pasar yang menurun karena dampak dari PSBB menyebabkan penurunan harga cabai yang

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

begitu drastis (Redaksi WE Online , 2020). Sejalan dengan berita yang termuat dalam Detik.com yang menyebutkan bahwa petani cabai di Situbondo semakin menderita karena harga cabai yang terus anjlok (Dasuqi , 2020).

Pada bulan Juni, hasil peramalan harga cabai naik kembali menjadi Rp.19.154/kg. Hal ini karena dalam keadaan normal seperti tahun-tahun sebelumnya, sebagian besar petani cabai mudik lebaran dan tidak melakukan panen sehingga pemasokan cabai rawit dipasaran menurun (Yanuarti dan Afsari , 2020). Namun, melihat kondisi pasar saat ini yang mengalami perubahan sangat drastis akibat wabah Covid-19, menyebabkan harga cabai dibulan Juni terus mengalami penurunan mulai bulan April. Data aktual dari harga cabai yang telah ditetapkan oleh DISPERINDAG sebesar Rp. 15.395/kg. Hal ini sejalan dengan berita yang termuat dalam SurabayaBisnis.com yang menyebutkan bahwa harga cabai rawit per bulan Juni 2020 masih berada dibawah BEP (break even point) karena pengaruh dari pandemi Covid-19 (Widarti , 2020). Kondisi saat pandemi covid-19 membuat masyarakat untuk menahan diri tidak berperilaku konsumtif sehingga daya beli mengalami penurunan hingga 50%.

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

BAB V

PENUTUP

5.1. Simpulan

Berdasarkan penelitian yang dilakukan, diperoleh beberapa kesimpulan berikut ini yakni :

1. Model terbaik untuk meramalkan harga cabai rawit di Provinsi Jawa Timur berdasarkan kriteria nilai RMSE dan MAPE dari data *outsample* yaitu model ARIMAX([,16],0,0).

2. Hasil akurasi model peramalan ARIMAX pada data harga cabai rawit di Provinsi Jawa Timur menggunakan kriteria *out-sample*, didapatkan nilai RMSE dan MAPE. Nilai RMSE *outsample* diperoleh sebesar 12195, sedangkan nilai MAPE *outsample* diperoleh sebesar 24%. Jika MAPE $< 25\%$ maka hasil peramalan dapat diterima secara cukup. Artinya model ARIMAX ini cukup layak digunakan untuk meramalkan harga cabai rawit di Provinsi Jawa Timur pada tahun 2020.

3. Hasil peramalan harga cabai rawit di Provinsi Jawa Timur pada tahun 2020 tertinggi diperkirakan terjadi pada bulan Maret yaitu sebesar Rp.48.922/kg. Hal ini cukup timpang dengan data aktual harga cabai yang telah ditetapkan oleh DISPERINDANG, karena pada kenyataannya harga cabai dibulan maret terus mengalami penurunan menjadi Rp. 34.854/kg karena pada bulan Maret seiring dengan panen cabai sehingga pemasokan akam terus

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

meningkat. Pada saat terjadinya hari raya idul fitri di bulan mei diprediksi sebesar Rp.18558,55/kg, dan akan diprediksi naik pada satu bulan setelah hari raya idul fitri yaitu pada bulan Juni sebesar Rp.19154,44/kg. Hal ini karena dalam keadaan normal seperti tahun-tahun sebelumnya, sebagian besar petani cabai mudik lebaran dan tidak melakukan panen sehingga pemasokan cabai rawit dipasaran menurun. Artinya model telah cukup mampu menangkap pola variasi kalender akibat hari raya idul fitri.

5.2. Saran

Berdasarkan peramalan harga cabai rawit di Provinsi Jawa Timur pada tahun 2020 yang telah dilakukan, didapatkan nilai akurasi sekitar 24% pada kategori cukup baik untuk melakukan peramalan. Untuk penelitian selanjutnya, diharapkan menggunakan motode lain seperti Arimax QR dan Arimax QRNN dengan syarat data memenuhi sifat heteroskedastisitas, sehingga bisa mendapatkan nilai *error* yang seminim mungkin dan hasil ramalan yang akurat.

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

DAFTAR PUSTAKA

Agrotani. (2016). *Mengenal Macam-macam Jenis Cabai*. (www.agrotani.com).

Anam, C. (2020,Januari 29). *Harga cabai meroket pada Januari 2020 dipicu penurunan luas tanam dan produksi*. Dipetik Juni 13, 2020, dari SurabayaBisnis.com

Arunraj, N. S.,and Ahrens, D. (2015). *A Hybrid Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average and Quantile Regression for Daily Food Sales Forecasting*. International Journal Production Economics, 170, 321-335. doi: 10.1016/j.ijpe.2015.09.039

Basuki A, T. (2018). *Pengantar Ekonometrika (Dilengkapi Penggunaan Eviews)*. Yogyakarta. Katalog Dalam Terbitan (KDT)

BPS. (2018). *Data Produksi Cabai Rawit di Indonesia*. (BPS.go.id/2018).

Cahyani N.W.Y., I Gusti A.M.S., dan Made Susilawati. (2015). *Perbandingan Transformasi Box-Cox dan Regresi Kuantil Median Dalam Mengatasi Heteroskedastisitas*. Denpasar: Universitas Udayana.

Chang, P.C., Wang, Y.W. & Liu, C.H. (2007). *The Development of a Weighted Evolving Fuzzy Neural Network for PCB Sales Forecasting*. *Expert Systems with Applications*, Volume 32, pp. 88 -89

Dasuqi, G. (2020, Mei 03). *Harga Anjlok Terdampak Corona, Petani Cabai di Situbondo Merana*. Dipetik Juni 13, 2020, dari Detik.com: *https://news.detik.com/berita-jawa-timur/d-5000431/harga-anjlok-terdampak-corona-petani-cabai-di-situbondo-merana*

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

Dinas Pertanian Provinsi Jawa Timur. (2014). *Rencana Strategis Satuan Kerja Perangkat Daerah (Renstra SKPD)*. Surabaya. Dinas Pertanian.

Dirjen, Tanaman Pangan. (2015). *Rencana Strategis Direktorat Jendral Tanaman Pangan*. Jakarta. Kementrian Pertanian.

DISPERINDAG JATIM. (2020). SISKAPERBAPO(Sistem Informasi Ketersediaan dan Perkembangan Harga Bahan Pokok di Jawa Timur). Dipetik Juni 13, 2020, dari: http://siskaperbapo.com/

Efendi, R. (2010). *Analisa Runtun Waktu*. Matematika Fakultas Sains dan Teknologi Universitas Islam Negeri Sultan Syarif Kasim. Riau.

Ekanda, M. (2014). *Analisis Data Time Series*. Jakarta. Mitra Wacana Media.

Hadiansyah, F,N. (2017). *Prediksi Harga Cabai dengan Pemodelan Time Series ARIMA*. Bandung: *School of Computing, Telkom University*

Jumingan. (2009). *Studi Kelayakan Bisnis, Teori dan Proposal Kelayakan*. Jakarta. Bumi Aksara.

Lee, M.H.,Suhartono, dan Hamzah, N.A. (2010). *Calendar variation model based on ARIMAX for forecasting sales data with Ramadhan effect*. Proceedings of the Regional Conference on Statistical Sciences 2010 (RCSS'10).

Liu, L.M. (2002). *Identification of time series models in the presence of calendar variation*. International Journal of Forecasting, Vol 2. No. 3, hal. 357-372.

Muharlis, A. (2017). *Peramalan dan Faktor-faktor Penentu Fluktasi Harga Cabai Merah di Enam Kota Besar di Jawa Bali*. Bogor: Institut Pertanian Bogor.

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

Muwahidatul, I. (2016). *Peramalan Jumlah Ekspor Indonesia Pada Kelompok Komoditi Ekspor Udang Segar/Beku Dan Tonkol/Tuna Dengan Metode Arima Box-Jenkins*. Surabaya: Jurusan Statistika FMIPA ITS.

Nabilah. (2017). *Peramalan Harga dan Produksi Cabai Rawit di Provinsi Jawa Timur*. Surabaya: Institut Teknologi Sepuluh Nopember.

Pahlevi, R. (2016). *"Abai Pada Empat Hal Ini, Harga Cabai Tak Bakal Landai"*. (kompas.com).

Pramono, T.,Ir.M. Farikhin, dan Hariyanti, L. (2017). *Analisis Data Bawang Merah dan Cabai Provinsi Jawa Timur 2016*. Surabaya. Badan Pusat Statistik.

Puka, Agnes.O.B. (2017). *Model Hybrid Arimax-QR Dan QRNN Untuk Peramalan Inflow Dan Outflow Uang Kartal Di Bank Indonesia Provinsi NTT dan Nasional*. Surabaya: Institut Teknologi Sepuluh Nopember.

Putranto, W.,Sayekti, S.,dan Suhariyanto. (2011). *Cabai dan Dinamika Perkembangannya*. Jakarta. (Bunga Rampai Statistik Percabaian)BPS.

Qadar, M. (2020, April). *Jelang Puasa 2020 Harga Cabe Cenderung Turun*. Dipetik Juni 13, 2020, dari NewsEditor.id: *https://editor.id/jelang-puasa-2020-harga-cabe-cenderung-turun/*

Rahmayani, L. (2013). *Model Arimax dan Sarimax Untuk meramalkan Data Curah Hujan*. Bandung: Universitas Islam Negeri Sunan Gunung Djati.

Redaksi WE Online. (2020, Mei 12). *Jurus Kementan Antisipasi Jatuhnya Harga Cabai*. Dipetik Juni 13, 2020, dari wartaekonomi.co.id: *https://www.wartaekonomi.co.id/read285182/jurus-kementan-antisipasi-jatuhnya-harga-cabai*

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

Render, H.D. (2005). *Manajemen Operasi Edisi 7*. Buku I. Jakarta. Salemba Empat.

Ridwansah, D. (2020, Mei 20). *Pasokan Melimpah, Si Pedas Turun Harga Jadi Rp 20 Ribu Per Kilogram*. Dipetik Juni 13, 2020, dari Jawa Pos: *https://www.jawapos.com/surabaya/20/05/2020/pasokan-melimpah-si-pedas-turun-harga-jadi-rp-20-ribu-per-kilogram/*

Rofiq, M.A. (2017). *Peramalan Komoditas Strategis Pertanian Cabai Menggunakan Metode Backprogation Neural Network*. Surabaya: Institut Teknologi Sepuluh Nopember.

Rosyid, A.H. (2014). *Studi Komparatif Daya Saing Cabai Merah Lahan Pasir Pantai dengan Sawah di Kabupaten Bantul*. Yogyakarta: Universitas Gadjah Mada.

Saleh, S. (2004). *Statistik Deskriptif*. Yogyakarta. Penerbit UUP AMP YKPN.

Santoso, I.B. (2016). *Ini 5 Penyebab Naiknya Harga Cabai di Pasaran*.

Santoso, S. (2009). *Business Forecasting*. Jakarta. Penerbit-Elex Media Komputindo.

Subagyo, D. (1986., *Forcasting Konsep dan Aplikasi*. Yogyakarta. Penerbit:BPFE.

Sugiyono, M.P. (2007). *Pendekatan Kuantitatif, Kualitatif, Dan R & D*. Bandung. Alfabeta.

Sukarna, A.d. (2006). *Analisis Deret Waktu Teori dan Aplikasi*. Makassar. Andira.

Supramini, D.R., Sumunar, S. (2015). *Usahatani Holtikultura di Lereng Pegunungan*. Yogyakarta: Universitas Negeri Yogyakarta.

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id

Umar, M.A. (2018). *Penerapan Arimax Pada Data Harga Cabai Merah Keriting di Indonesia*. Bogor: Institut Pertanian Bogor.

Wei, W. (2006). *Time Series Analysis Univariate and Multivariate Methods*. New York: Pearson Education, Inc.

Widarti, P. (2020, Februari 13). *Harga Cabai Jatim Diperkirakan Mulai Turun pada Maret*. Dipetik Juni 13, 2020, dari SurabayaBisnis.com: https://surabaya.bisnis.com/read/20200213/532/1200983/harga-cabai-jatim-diperkirakan-mulai-turun-pada-maret

Widarti, P. (2020, Juni 04). *Panen Cabai Petani Jatim Kurang Terserap saat Pandemi Covid-19*. Dipetik Juni 13, 2020, dari SurabayaBisnis.com: https://surabaya.bisnis.com/read/20200604/532/1248611/panen-cabai-petani-jatim-kurang-terserap-saat-pandemi-covid-19

Wijayanto. (2020, Januari 27). *Masuki Musim Panen, Harga Cabai Mulai Turun Tipis*. Dipetik Juni 13, 2020, dari JawaPos.com: *https://radarsurabaya.jawapos.com/read/2020/01/27/176536/masuki-musim-panen-harga-cabai-mulai-turun-tipis*

Yanuarti, A. R., Afsari, M. D. (2016). *Profil Komoditas Barang Kebutuhan Pokok dan Barang Penting Komoditas Cabai*. Jakarta. Kementrian Perdagangan

digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id digilib.uinsby.ac.id