

**MODEL AUTOREGRESSIVE MOVING AVERAGE EXOGENOUS
(ARMAX) UNTUK MERAMALKAN LUAS AREA SEBARAN PENYAKIT
TUNGRO PADA TANAMAN PADI**

SKRIPSI

**OLEH
HILMIYATURROBIAH
NIM. 16610043**



**PROGRAM STUDI MATEMATIKA
FAKULTAS SAINS DAN TEKNOLOGI
UNIVERSITAS ISLAM NEGERI MAULANA MALIK IBRAHIM
MALANG
2021**

**MODEL AUTOREGRESSIVE MOVING AVERAGE EXOGENOUS
(ARMAX) UNTUK MERAMALKAN LUAS AREA SEBARAN PENYAKIT
TUNGRO PADA TANAMAN PADI**

SKRIPSI

**Diajukan Kepada
Fakultas Sains dan Teknologi
Universitas Islam Negeri Maulana Malik Ibrahim Malang
untuk Memenuhi Salah Satu Persyaratan dalam
Memperoleh Gelar Sarjana Matematika (S.Mat)**

**OLEH
HILMIYATURROBIAH
NIM. 16610043**

**PROGRAM STUDI MATEMATIKA
FAKULTAS SAINS DAN TEKNOLOGI
UNIVERSITAS ISLAM NEGERI MAULANA MALIK IBRAHIM
MALANG
2021**

**MODEL AUTOREGRESSIVE MOVING AVERAGE EXOGENOUS
(ARMAX) UNTUK MERAMALKAN LUAS AREA SEBARAN PENYAKIT
TUNGRO PADA TANAMAN PADI**

SKRIPSI

**OLEH
HILMIYATURROBIAH
NIM. 16610043**

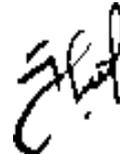
Telah Diperiksa dan Disetujui untuk Diuji
Tanggal 02 Desember 2020

Pembimbing I,



Dr. Sri Harini, M.Si
NIP. 19731014 200112 2 002

Pembimbing II,



Juhari, M.Si
NIP. 19840209 2016081 1 055

Mengetahui,
Ketua Program Studi Matematika



Dr. Usman Pagalay, M.Si
NIP. 19650414 200312 1 001

**MODEL AUTOREGRESSIVE MOVING AVERAGE EXOGENOUS
(ARMAX) UNTUK MERAMALKAN LUAS AREA SEBARAN PENYAKIT
TUNGRO PADA TANAMAN PADI**

SKRIPSI

**OLEH
HILMIYATURROBIAH
NIM. 16610043**

Telah Dipertahankan di Depan Dewan Penguji Skripsi
dan Dinyatakan Diterima Sebagai Salah Satu Persyaratan
untuk memperoleh Gelar Sarjana Matematika (S.Mat)
Tanggal 02 Desember 2020

Penguji Utama : Abdul Aziz, M.Si



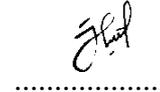
Ketua Penguji : Ria Dhea Layla Nur Karisma, M.Si

.....

Sekretaris Penguji : Dr. Sri Harini, M.Si



Anggota Penguji : Juhari, M.Si



Mengetahui,
Ketua Program Studi Matematika



Dr. Usman Pagalay, M.Si
NIP. 19650414 200312 1 001

PERNYATAAN KEASLIAN TULISAN

Saya yang bertanda tangan di bawah ini:

Nama : Hilmiyaturobiah

NIM : 16610043

Jurusan : Matematika

Fakultas : Sains dan Teknologi

Judul Skripsi : Model Autoregressive Moving Average Exogenous (ARMAX)
Untuk Meramalkan Penyakit Tungro Pada Tanaman Padi

Menyatakan dengan sebenarnya bahwa skripsi yang saya tulis ini benar-benar merupakan hasil karya sendiri, bukan merupakan pengambilan data, tulisan, atau pikiran orang lain yang saya akui sebagai hasil tulisan atau pikiran saya sendiri, kecuali dengan mencantumkan sumber cuplikan pada daftar pustaka. Apabila di kemudian hari terbukti atau dapat dibuktikan skripsi ini hasil jiplakan, maka saya bersedia menerima sanksi atas perbuatan tersebut.

Malang, 26 Maret 2021

Yang membuat pernyataan,



Hilmiyaturobiah

NIM. 16610043

MOTO

كُنْ خَيْرًا وَ سَيَعُودُ الْخَيْرُ لَكَ

“Berbuatlah Kebaikan Maka Kebaikan Akan Datang Kepadamu”

“Sukses Adalah Saat Persiapan dan Kesempatan Bertemu”

(Bobby Unser)

PERSEMBAHAN

Skripsi ini penulis persembahkan kepada:

Bapak Sahrudin Miat dan Ibu Zubaidah Mukhtar, yang telah memberikan dukungan, kasih sayang, tauladan, dan doa kepada penulis, serta pengorbanan yang tak ternilai. Tak lupa untuk kakak dan adik tercinta Wirdatul Muna, M. Yusuf Qordhowi, Hulliyaturrobiah dan M. Dzhofir yang selalu memberikan dukungan fisik maupun moril kepada penulis. Sahabat-sahabat yang selalu memberikan semangat dan motivasi dalam proses pengerjaan skripsi ini.

KATA PENGANTAR

Assalamu'alaikum Warahmatullahi Wabarakatuh

Segala puji bagi Allah Swt atas rahmat, taufik serta hidayah-Nya, sehingga penulis mampu menyelesaikan penyusunan skripsi ini sebagai salah satu syarat untuk memperoleh gelar sarjana dalam bidang matematika di Fakultas Sains dan Teknologi, Universitas Islam Negeri Maulana Malik Ibrahim Malang.

Dalam proses penyusunan skripsi ini, penulis ingin mengucapkan terima kasih yang sebesar-besarnya dan penghargaan yang setinggi-tingginya penulis sampaikan terutama kepada:

1. Prof. Dr. Abd. Haris, M.Ag, selaku rektor Universitas Islam Negeri Maulana Malik Ibrahim Malang.
2. Dr. Sri Harini, M.Si, selaku dekan Fakultas Sains dan Teknologi, Universitas Islam Negeri Maulana Malik Ibrahim Malang.
3. Dr. Usman Pagalay, M.Si, selaku ketua Jurusan Matematika Fakultas Sains dan Teknologi Universitas Islam Negeri Maulana Malik Ibrahim Malang.
4. Dr. Sri Harini, M.Si, selaku dosen pembimbing I yang telah banyak memberikan arahan, nasihat, motivasi, dan berbagai pengalaman yang berharga kepada penulis.
5. Juhari, M.Si, selaku dosen pembimbing II yang telah banyak memberikan arahan dan berbagai ilmunya kepada penulis.
6. Angga Dwi Mulyanto, M.Si, selaku dosen yang telah membimbing dan mengarahkan penulis dalam pengerjaan skripsi ini.
7. Abdul Aziz, M.Si, selaku dosen penguji utama yang telah banyak memberikan arahan dan berbagai ilmunya kepada penulis.
8. Ria Dhea Layla Nur Karisma, M.Si, selaku dosen ketua penguji yang telah banyak memberikan arahan dan berbagai ilmunya kepada penulis.
9. Segenap sivitas akademika Jurusan Matematika, Fakultas Sains dan Teknologi, Universitas Islam Negeri Maulana Malik Ibrahim Malang terutama seluruh dosen, terima kasih atas segala ilmu dan bimbingannya.

10. Bapak dan Ibu serta kakak dan adik tercinta yang selalu memberikan do'a, semangat, serta motivasi kepada penulis sampai saat ini.

11. Seluruh teman-teman di Jurusan Matematika angkatan 2016 dan semua pihak yang tidak dapat disebutkan satu-persatu, yang selalu membantu, dan memberikan dukungan sehingga penulis dapat menyelesaikan skripsi ini.

Penulis berharap semoga skripsi ini dapat memberikan manfaat dan wawasan yang lebih luas bagi penulis dan bagi pembaca. *Aamiin.*

Wassalam'alaikum Warahmatullahi Wabarakatuh

Malang, 02 Desember 2020

Penulis

DAFTAR ISI

HALAHAMAN JUDUL	
HALAMAN PENGAJUAN	
HALAMAN PERSETUJUAN	
HALAMAN PENGESAHAN	
HALAMAN PERNYATAAN KEASLIAN TULISAN	
HALAMAN MOTTO	
HALAMAN PERSEMBAHAN	
KATA PENGANTAR.....	viii
DAFTAR ISI.....	x
DAFTAR TABEL	xii
DAFTAR GAMBAR.....	xiii
DAFTAR SIMBOL	xiv
ABSTRAK	xvi
ABSTRACT	xvii
مستخلص	xviii
BAB I PENDAHULUAN	1
1.1 Latar Belakang.....	1
1.2 Rumusan Masalah	4
1.3 Tujuan Penelitian.....	5
1.4 Manfaat Penelitian.....	5
1.5 Batasan Masalah	5
1.6 Sistematika Penulisan	6
BAB II KAJIAN PUSTAKA	7
2.1 Peramalan	7
2.2 Analisis Deret Waktu.....	7
2.3 Stationeritas	8
2.3.1 Model Autoregressive (AR).....	12
2.3.2 Model Moving Average (MA).....	13
2.3.3 Model Autoregressive Moving Average (ARMA)	14
2.3.4 Model Autoregressive Moving Average <i>Exogenous</i> (ARMAX).14	
2.4 Identifikasi Model	16
2.4.1 ACF (Autocorrelation Function).....	16
2.4.4 PACF (Partial Autocorrelation Function)	17
2.4.5 Proses White Noise	19

2.4.6 Berdistribusi Normal	20
2.5 Metode Maximum Likelihood.....	20
2.6 Kriteria Model Terbaik	23
2.7 Variabel <i>Exogenous</i>	24
2.8 Tahapan-tahapan Memodelkan ARMAX.....	25
2.9 Sebaran Penyakit Tungro.....	27
2.9.4 Suhu Udara.....	28
2.10 Kajian Islam.....	30
2.10.1 Kajian Islam tentang Peramalan	31
BAB III METODOLOGI PENELITIAN	33
3.1 Sumber Data	33
3.2 Identifikasi Variabel	33
3.3 Langkah Penelitian	33
3.4 Flowchart	35
BAB IV HASIL DAN PEMBAHASAN	37
4.1 Identifikasi Data	37
4.2 Identifikasi Model ARMA.....	38
4.2.1 Uji Stasioneritas Data.....	38
4.3 Identifikasi Model ARMAX.....	47
4.3.1 Estimasi Parameter Model dengan Metode <i>Maximum Likelihood</i>	47
4.3.2 Uji Signifikansi Parameter	50
4.3.3 Uji Diagnostik	51
4.3.4 Peramalan ARMAX	53
BAB V PENUTUP.....	56
5.1 Kesimpulan.....	56
5.2 Saran	56
DAFTAR PUSTAKA	57

DAFTAR TABEL

Tabel 2. 1 Nilai λ dengan Transformasinya	11
Tabel 2. 2 Nilai MAPE.....	24
Tabel 2. 3 Pertumbuhan Serangga Berdasarkan Kenaikan Suhu	29
Tabel 4. 1 Nilai Koefisien ACF	41
Tabel 4. 2 Nilai Koefisien PACF	43
Tabel 4. 3 Uji Signifikansi Parameter	44
Tabel 4. 4 Uji Diagnostik ARMA(1,0)	45
Tabel 4. 5 Uji Diagnostik ARMA(0,1)	45
Tabel 4. 6 Nilai Mean Square	46
Tabel 4. 7 Estimasi Parameter ARMAX(1,0)	50
Tabel 4. 8 Hasil Identifikasi Model ARMAX(1,0)	52
Tabel 4. 9 Hasil Peramalan	54

DAFTAR GAMBAR

Gambar 3. 1 Flowchart Model ARMAX	35
Gambar 4. 1 Plot Data Luas Area Sebaran Penyakit Tungro.....	37
Gambar 4. 2 Plot Box-Cox Luas Area Sebaran	38
Gambar 4. 3 Plot Box-Cox Transformasi Satu Kali	39
Gambar 4. 4 Plot Box-Cox Transformasi Dua Kali.....	39
Gambar 4. 5 Plot ACF.....	42
Gambar 4. 6 Plot PACF	44
Gambar 4. 7 Uji Normalitas Residual	47
Gambar 4. 8 Uji Keacakan ARMAX (1,0)	51
Gambar 4. 9 Uji Homogenitas ARMAX (1,0).....	52
Gambar 4. 10 Nilai MAPE ARMAX(1,0)	53
Gambar 4. 11 Grafik Perbandingan Data Aktual, Peramalan dan Residual	55

DAFTAR SIMBOL

Beberapa symbol yang digunakan dalam penelitian ini memiliki arti sebagai berikut:

ϕ_p	: Parameter <i>Autoregressive</i>
θ_q	: Parameter <i>Moving Average</i>
B	: Operator Backward
a_t	: Nilai <i>error</i> pada waktu ke-t
Z_t	: Nilai variabel pada waktu ke-t
γ_k	: Nilai kovarian γ pada <i>lag</i> ke-k
ρ_k	: Nilai autokorelasi pada <i>lag</i> ke-k
δ_i	: Parameter variabel eksogen
X_{it}	: Variabel eksogen pada waktu ke-t
y	: Matriks variabel terikat berukuran $n \times 1$
X	: Matriks variabel bebas berukuran $k \times n$
β	: Matriks estimator berukuran $k \times 1$
a	: Matriks <i>error</i> berukuran $n \times 1$
D	: Jumlah hari dengan suhu diatas ambang suhu pertumbuhan T_o
t	: Rata-rata suhu harian
To	: Ambang suhu pertumbuhan
K	: Akumulasi suhu diatas T_o (K=480,8°)

ABSTRAK

Hilmiyaturobbiah. 2021. *Model Autoregressive Moving Average Exogenous (ARMAX) Untuk Meramalkan Luas Area Sebaran Penyakit Tungro Pada Tanaman Padi*. Skripsi. Jurusan Matematika Fakultas Sains dan Teknologi. Universitas Islam Negeri Maulana Malik Ibrahim Malang. Pembimbing (I) Dr. Sri Harini, M.Si. (II) Juhari, M.Si

Kata Kunci: Model *Autoregressive Moving Average Exogenous*, *exogen*, *maximum likelihood*, luas area sebaran penyakit tungro, suhu udara.

Penurunan produksi beras di Indonesia salah satunya disebabkan oleh serangan penyakit tungro pada tanaman padi. Penyakit tungro merupakan penyakit yang disebabkan oleh dua virus yaitu *rice tungro bacilliform virus* (RTBV) dan virus *rice tungro spherical virus* (RTSV). Tujuan dari penelitian ini adalah untuk meramalkan luas area sebaran penyakit tungro pada tanaman padi, sehingga diharapkan dapat membantu petani untuk meningkatkan produksi beras. Model peramalan yang digunakan adalah model *Autoregressive Moving Average Exogenous* (ARMAX). Model ARMAX merupakan perluasan dari model ARMA dengan penambahan variabel *exogen* kedalam persamaannya. Model pada penelitian ini diestimasi dengan metode *maximum likelihood*. Implementasi model ARMAX dengan data luas area sebaran penyakit tungro pada tanaman padi dan data suhu udara sebagai variabel *exogen* menghasilkan model ARMAX(1,0) dengan nilai parameter $\phi_0 = 90.76934$, $\phi_1 = 0.556667$, $\delta_1 = 4.619480$ dan menghasilkan nilai MAPE sebesar 16,34%.

ABSTRACT

Hilmiyaturobiah. 2021. **Autoregressive Moving Average Exogenous (ARMAX) Model to Predict the Area of Distribution of Tungro Disease in Rice Plants.** Thesis. Department of Mathematics, Faculty of Science and Technology, Maulana Malik Ibrahim State Islamic University of Malang. Advisors: (I) Dr. Sri Harini, M.Si. (II) Juhari, M.Si

Keyword: Autoregressive Moving Average Exogenous Model, exogen, maximum likelihood, tungro disease distribution, air temperature.

One cause of the decrease in rice production in Indonesia is the attack of tungro disease in rice plants. Tungro is a disease caused by viruses, namely *rice tungro bacilliform virus* (RTBV) and *rice tungro spherical virus* (RTSV). The purpose of this study was to predict the area of distribution of tungro disease in rice plants so that it is expected to help farmers to increase rice production. The forecast model used the Autoregressive Moving Average Exogenous (ARMAX). The ARMAX model is an expansion of the ARMA model with the addition of exogenous variables into the equation. The model in this study is estimated using the maximum likelihood method. The implementation of the ARMAX model with data on the area of tungro disease distribution in rice plants and air temperature data as exogenous variables resulted in the ARMAX(1,0) with parameter value $\phi_0 = 90.76934$, $\phi_1 = 0.556667$, $\delta_1 = 4.619480$ dan resulted in a MAPE value is 16,34%.

مستخلص

حلمية ربيعة. 2021. نموذج (Autoregressive Moving Average Exogenous) للتنبؤ على مساحة انتشار مرض التونغرو في نبات الأرز. البحث. قسم الرياضيات ، كلية العلوم والتكنولوجيا. جامعة مولانا مالك إبراهيم الإسلامية الحكومية مالانج. تحت الإشراف: (1) الدكتورة سري هارياني الماجستير، (2) جوهري الماجستير. الكلمة المفتاحية: نموذج Autoregressive Moving Average Exogenous ، exogen ، maximum likelihood ، مساحة انتشار مرض التونغرو ، درجة حرارة الهواء. هناك سبب من أسباب انخفاض إنتاج الأرز في إندونيسيا، وهو هجوم مرض التونغرو في نباتات الأرز. مرض تنجرو هو مرض يسببه نوعان من الفيروسات ، هما فيروس عصيات الأرز التونغرو (RTBV) وفيروس الأرز التونغرو الكروي (RTSV). كان الغرض من هذا البحث هو التنبؤ بمساحة انتشار مرض التونغرو في الأرز، بحيث يُتوقع أن يساعد المزارعين على زيادة إنتاج الأرز. ونموذج التنبؤ المستخدم في هذا البحث هو (Autoregressive Moving Average Exogenous (ARMAX)). نموذج ARMAX هو تطوير لنموذج ARMA مع إضافة المتغيرات الخارجية إلى المعادلة. تم تقدير النموذج في هذه الدراسة بالطريقة (maximum likelihood). وتنفيذ نموذج (ARMAX) بمساحة انتشار مرض التونغرو في نبات الأرز وبيانات درجة حرارة الهواء بـ $\phi_0 = 90.76934$, $\phi_1 = 0.556667$, $\delta_1 = 4.619480$ وأنتج هذا الرمز قيمة (MAPE) في درجة 16,34 في المائة.

BAB I

PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang

Pada tahun 2019 total produksi padi di Indonesia sekitar 54,60 juta ton Gabah Kering Giling (GKG), produksi padi ini mengalami penurunan 4,6 juta ton (7,76%) dari tahun 2018. Produksi tertinggi tahun 2019 terjadi pada bulan Maret yang mencapai 9,17 juta ton, dan produksi terendah terjadi pada bulan Desember yang mencapai 1,7 juta ton sedangkan pada tahun 2018, produksi tertinggi yang terjadi pada bulan Maret sebesar 9,68 juta ton, dan pada bulan Desember produksi terendah sebesar 1,89 juta ton, jika dikonversikan produksi padi pada tahun 2019 setara dengan 31,31 juta ton beras, angka ini lebih rendah 2,63 juta ton dari tahun 2018 yang diperkirakan sebesar 33,94 juta ton (Prasetyo, dkk, 2020). Salah satu masalah utama dari penurunannya produksi beras yaitu adanya penyakit tungro yang menyerang tanaman padi, penyakit ini menyebabkan kerusakan pada tanaman yang tidak dapat disembuhkan kembali (Negara, 2018).

Penyakit tungro merupakan penyakit yang disebabkan oleh dua virus yang ada pada wereng hijau, yaitu *rice tungro bacilliform virus* (RTBV) dan *rice tungro spherical virus* (RTSV) (Hibino, Roechan, & Sudarisman, 1978). Gejala utama penyakit tungro terlihat pada perubahan warna daun terutama pada daun muda, yaitu berubah menjadi warna kuning oranye, disertai daunnya yang menggulung, dan perubahan bentuk gabah yang menyebabkan tanaman padi tidak memberikan hasil yang sesuai (Ling, 1979). Di Indonesia, salah satu cara yang dilakukan untuk mengatasi penyakit ini adalah dengan menggunakan pestisida pada tanaman padi, menurut I. Nyoman Raga (2007) dalam penelitiannya yang

berjudul “Perkembangan dan Penyebaran Penyakit Tungro di Indonesia”, penggunaan pestisida yang tidak cermat dapat mengakibatkan terbunuhnya musuh alami seperti parasitoid dan predator, dimana musuh alami ini sangat dibutuhkan keberadaannya untuk menurunkan populasi wereng hijau, oleh sebab itu prediksi yang digunakan dalam penelitian ini untuk mengetahui ramalan luas area sebaran penyakit tungro pada tanaman padi, sehingga petani dapat menggunakan pestisida dengan cermat berdasarkan takaran yang sesuai dan diharapkan tidak menimbulkan efek samping terhadap organisme lainnya.

Peramalan merupakan perkiraan terhadap suatu kejadian atau peristiwa yang akan datang, untuk memperkirakan suatu peristiwa dibutuhkan data di masa lalu yang akurat. Pada saat ini, ada beberapa model peramalan yang telah dikembangkan, salah satunya yaitu, *Model Autoregressive Moving Average Exogenous* (ARMAX). Model ARMAX merupakan perluasan dari model ARMA dengan memasukkan variabel eksogen ke dalam persamaannya, model ARMAX bukan hanya dipengaruhi oleh data di masa lalu, tetapi juga dipengaruhi oleh variabel eksogen (Bogner, 2008).

Terdapat beberapa penelitian terdahulu menggunakan model ARMAX, yang pertama penelitian dilakukan oleh Endang Soeryana Hasbullah, dkk (2020) berjudul “*Optimization of the Mean-Variance Investment Portfolio of Some Stocks under Market Sentiment and the ARMAX-GARCH Model*”. Penelitian tersebut menyajikan optimasi portofolio menggunakan *mean-varian* pada model ARMAX-GARCH dengan metode *Lagrange Multiplier* yang berdasarkan pada data saham syariah TLKM, LPKR, ITMG dan AKRA dengan indikator *sentiment* pasar di Indonesia. Pada penelitian tersebut model ARMAX digunakan untuk

menganalisis *mean* yang tidak konstan sedangkan model GARCH digunakan untuk menganalisis volatilitas non-konstan. Hasil penelitian tersebut yaitu optimal dicapai saat komposisi bobot investasi portofolio pada saham syariah TLKM, LPKR, ITMG dan AKRA masing-masing adalah 0.1970, 0.1713, 0.4492, dan 0.1825, dengan nilai *mean* 0.0644009 dan nilai resiko, diukur sebagai varians 0.00201.

Penelitian yang kedua dilakukan oleh J. Collet, dkk (2009) yang berjudul “*Simulating Hydraulic Inflows using PCA and ARMAX*”. Penelitian tersebut menggabungkan model PCA dengan ARMAX untuk mendeteksi ketergantungan relasi jangka pendek yang tersisa dan pengaruh suhu terhadap arus masuk hidraulik dengan menggunakan metode *Jackknife*, metode *Jackknife* digunakan untuk mengetahui apakah simulasi dan simulasi yang diamati signifikan, karena penelitian tersebut membutuhkan variabel eksogen maka digunakan model ARMAX untuk memperhitungkan pengaruh suhu terhadap arus masuk hidraulik, model dipilih menggunakan kriteria informasi *Akaike*. Hasil dari penelitian tersebut yaitu simulasi tepat dengan data yang diamati, dari 365 simulasi, hanya 3 yang ditolak berdasarkan uji kesesuaian model dengan taraf signifikan 5%.

Penelitian yang ketiga menggunakan model yang sama yaitu ARMAX-GARCH oleh Shaen Corber dan Caroline McMullan (2018) dengan judul “*Stock Market Reaction to Irregular Supermarket Chain Behaviour: An Investigation in Retail Sectors of Ireland and the United Kingdom*”. Penelitian tersebut membahas reaksi investor terhadap insiden yang melibatkan perusahaan umum. Hasil penelitian tersebut mendapatkan model ARMAX-GARCH (1,1) sebagai model terbaik untuk memperkirakan efek volatilitas terhadap harga saham untuk

diperdagangkan secara umum, model dipilih berdasarkan tiga kriteria yaitu, *Akaike (AIC)*, *Bayesian (BIC)* dan *Hannan-Quinn (HQ)*.

Penelitian ini berkenaan dengan surat Yusuf ayat 47-48 yang menjelaskan bahwa Nabi Yusuf diperintahkan Allah untuk bercocok tanam selama tujuh tahun berturut-turut agar daerahnya terhindar dari krisis ekonomi pada musim paceklik mendatang. Berikut arti dari surat Yusuf ayat 47-48 :

Dia (Yusuf) berkata, “Agar kamu bercocok tanam tujuh tahun (berturut-turut) sebagaimana biasa, kemudian apa yang kamu tuai hendaklah kamu biarkan di tangkainya kecuali sedikit untuk kamu makan. Kemudian setelah itu akan datang tujuh (tahun) yang sangat sulit, yang menghabiskan apa yang kamu simpan untuk menghadapinya (tahun sulit), kecuali sedikit dari apa (bibit gandum) yang kamu simpan.”

Berdasarkan uraian diatas, penelitian ini akan menjelaskan tentang model ARMAX yang digunakan untuk meramalkan luas area sebaran penyakit tungro pada tanaman padi dengan harapan dapat membantu petani untuk memberikan takaran yang sesuai dalam penggunaan pestisida. Sehingga, peneliti mengambil judul yaitu “*Model Autoregressive Moving Average Exogenous (ARMAX) untuk Meramalkan Luas Area Sebaran Penyakit Tungro Pada Tanaman Padi*”.

1.2 Rumusan Masalah

Berdasarkan latar belakang, rumusan masalah yang diteliti yaitu, bagaimana model ARMAX dalam meramalkan luas area sebaran penyakit tungro pada tanaman padi?

1.3 Tujuan Penelitian

Tujuan dari penelitian yang dilakukan berdasarkan rumusan masalah yaitu, mengetahui model ARMAX dalam meramalkan luas area sebaran penyakit tungro pada tanaman padi.

1.4 Manfaat Penelitian

Manfaat dari penelitian yang dilakukan yaitu:

1. Bagi Bidang Pertanian

Mengetahui besarnya luas area sebaran penyakit tungro pada tanaman padi di masa mendatang, sehingga petani dapat mengantisipasi kemungkinan yang akan terjadi dan diharapkan dapat membantu petani untuk mengambil keputusan dalam penggunaan pestisida berdasarkan takaran yang sesuai.

2. Bagi Penulis

Menambah pemahaman tentang peramalan dengan model ARMAX menggunakan data luas area sebaran penyakit tungro pada tanaman padi dan data suhu udara.

1.5 Batasan Masalah

Batasan masalah dalam penelitian ini adalah sebagai berikut:

1. Model peramalan yang digunakan adalah model ARMAX dengan variabel eksogennya berupa data suhu udara.
2. Data dibatasi hanya pada luas area sebaran penyakit tungro pada tanaman padi dan data suhu udara di Provinsi Indonesia menggunakan skala waktu 3 tahun dimulai pada bulan Januari 2017 sampai Desember 2019.

1.6 Sistematika Penulisan

Sistematika penulisan terdiri dari 5 bab, dengan susunan penulisan sebagai berikut:

BAB I PENDAHULUAN

Memberikan uraian yang meliputi latar belakang, rumusan masalah, tujuan penelitian, manfaat penelitian, batasan masalah dan sistematika penulisan.

BAB II TINJAUAN PUSTAKA

Pada bab ini dibahas mengenai teori-teori yang digunakan sebagai acuan dalam pembahasan masalah yang diambil dari berbagai literatur (buku, artikel, internet, dll)

BAB III METODE PENELITIAN

Pada bab ini meliputi pendekatan dan jenis penelitian, lokasi pengambilan data, jenis dan sumber data serta teknis analisis data.

BAB IV PEMBAHASAN

Pada bab ini berisi tentang pembahasan penelitian dari hasil peramalan dan pemodelan yang telah dilakukan.

BAB V PENUTUP

Pada bab ini berisi tentang kesimpulan dari bab-bab sebelumnya serta saran-saran yang berkaitan dengan permasalahan yang dikaji.

BAB II

KAJIAN PUSTAKA

2.1 Peramalan

Peramalan merupakan salah satu cara untuk meramalkan atau memperkirakan suatu peristiwa yang akan datang, perkiraan dari peristiwa tersebut berdasarkan pola-pola di masa lalu. Peramalan dapat dilakukan dalam bentuk model matematika dengan mengolah data masa lalu dan menempatkannya di masa mendatang (Hery, 2009). Konsep peramalan bagian awal dari proses pengambilan keputusan dengan mengetahui terlebih dahulu persoalan yang sebenarnya terjadi dalam pengambilan keputusan tersebut (Ginting, 2007).

Metode peramalan dibagi menjadi dua bagian, yaitu metode kualitatif dan metode kuantitatif, metode kualitatif merupakan analisa pada pemikiran intuitif, logika dan pengetahuan berdasarkan informasi yang telah diperoleh sebelumnya. Sedangkan metode kuantitatif merupakan metode yang membutuhkan informasi masa lalu dalam bentuk numerik yang telah dikuantitatifkan. Pada metode kuantitatif terdapat dua jenis model peramalan yaitu analisa deret waktu dan model regresi (Laga, dkk, 2018).

2.2 Analisis Deret Waktu

Analisis deret waktu merupakan salah satu metode statistika yang digunakan untuk meramalkan kejadian mendatang dalam bentuk pengambilan keputusan, deret waktu sendiri adalah serangkaian data pengamatan yang terjadi atas dasar indeks waktu secara berurutan dengan interval waktu yang tetap. Analisis deret waktu diperkenalkan pada tahun 1970 oleh George E. P. Box dan Gwilym M.

Jenkins (Sukarna, 2006). Tujuan dari analisis deret waktu yaitu untuk mengetahui perubahan data, kejadian atau variabel serta menemukan pola data, sehingga dapat meramalkan peristiwa yang akan terjadi di masa mendatang (Wahyuni, dkk, 2016).

Analisa deret waktu diterapkan pada peramalan yang memiliki pola permintaan yang konsisten di masa lalunya sehingga pola tersebut diharapkan dapat berlanjut pada periode mendatang. Analisa deret waktu terdiri dari komponen *Trend* (T), Siklus/*Cycle* (C), Pola Musiman/*Season* (S), dan Variasi Acak/*Random* (R). *Trend* merupakan pola terhadap permintaan di masa lalu yang dipengaruhi oleh waktu, pola tersebut dapat naik, turun atau konstan, sedangkan pada komponen Siklus/*Cycle* biasa digunakan pada peramalan jangka menengah dan jangka panjang, pola permintaanya berupa siklus yang berulang secara periodik. Pola Musiman/*Season* memiliki fluktuasi naik dan turun di sekitar garis *trend* dengan perulangan secara periodik setiap tahunnya sedangkan pada Variasi Acak/*Random* (R) memiliki pola yang bervariasi secara acak dan tidak menentu (Kusmindari, dkk, 2009).

2.3 Stationeritas

Asumsi dasar yang harus terpenuhi dalam penggunaan analisis deret waktu salah satunya yaitu stasioneritas data. Data yang stasioner akan bergerak secara konstan dan konvergen disekitar nilai rata-rata tanpa adanya tren positif atau negative (Wardhono, dkk, 2019). Stasioneritas terbagi menjadi dua yaitu, stasioneritas dalam variansi dan stasioneritas dalam rata-rata.

a. Stasioneritas dalam Varian

Data deret waktu dianggap stasioner jika pola data yang berubah dari waktu ke waktu memiliki fluktuasi data tetap atau konstan. Secara visual, dapat menggunakan grafik deret waktu untuk memeriksa stasioneritas varians, yaitu dengan memeriksa fluktuasi dari waktu ke waktu. Jika data tidak memiliki fluktuasi yang konstan terhadap varian maka dapat diatasi dengan melakukan transformasi. Teknik utama transformasi Box-Cox adalah menduga parameter λ , pendugaan parameter tersebut dapat dilakukan dengan metode *maximum likelihood* (untuk penjelasan metode *maximum likelihood* dapat dilihat pada poin 2.5). Berikut gambaran transformasi Box-Cox pada analisis regresi linier sederhana untuk model $y = X\beta + a$ yang dapat dilakukan dalam dua bentuk transformasi. Transformasi pertama adalah (Yati, dkk, 2013):

$$W_i(\lambda) = \begin{cases} \left(\frac{Z_t^{\lambda-1}}{\lambda}\right), & \lambda \neq 0 \\ \ln Z_t, & \lambda = 0 \end{cases}, t = 1, 2, \dots, n \quad (2.1)$$

berdasarkan $W_i(\lambda)$ diperoleh transformasi kedua, dengan

$$V(\lambda) = \begin{cases} \left(\frac{Z_t^{\lambda-1}}{\lambda}\right), & \lambda \neq 0 \\ \hat{Z} \ln Z_t, & \lambda = 0 \end{cases} \quad (2.2)$$

dimana

$$\hat{Z} = \sqrt[n]{Z_1 Z_2 \dots Z_n} = \left(\prod_{t=1}^n Z_t\right)^{\frac{1}{n}}$$

merupakan rata-rata dari $Z_1 Z_2 \dots Z_n$.

Transformasi dari y menjadi W menyebabkan model persamaan linier menjadi $W = X\beta + a$. Transformasi y menjadi V menyebabkan model persamaan linier menjadi $V = X\beta + a$ (Yati, dkk, 2013).

Model regresi linier $V = X\beta + a$ maka fungsi *likelihood* yang terbentuk sebagai berikut (Yati, dkk, 2013):

$$L(\beta, \sigma^2, \lambda) = (2\pi\sigma^2)^{-\frac{n}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2} (V(\lambda) - X\beta)^T (V(\lambda) - X\beta)\right)$$

dengan demikian

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \beta} = \frac{\partial \left(-\frac{n}{2} \ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} (V(\lambda) - X\beta)^T (V(\lambda) - X\beta) \right)}{\partial \beta} = 0$$

sehingga

$$(X^T X)\beta = X^T V(\lambda) \Leftrightarrow b = (X^T X)^{-1} X^T V(\lambda)$$

selanjutnya

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \sigma^2} = \frac{-n}{2\sigma^2} + \frac{(V(\lambda) - \hat{V}(\lambda))^T (V(\lambda) - \hat{V}(\lambda))}{2(\sigma^2)^2}$$

dimana,

$$\hat{V}(\lambda) = Xb = X(X^T X)^{-1} X^T V(\lambda),$$

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{(V(\lambda) - \hat{V}(\lambda))^T (V(\lambda) - \hat{V}(\lambda))}{n} = \frac{RSS(V(\lambda))}{n}$$

$RSS(V(\lambda)) = (V(\lambda) - \hat{V}(\lambda))^T (V(\lambda) - \hat{V}(\lambda))$ merupakan jumlah kuadrat sisaan dari $V(\lambda)$.

Penduga *maximum likelihood* $\hat{\lambda}$ dari λ merupakan nilai yang memaksimumkan fungsi *maximum likelihood*. Maka $\hat{\lambda}$ memaksimumkan

$$\ln L = \frac{-n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln \left[\frac{RSS(V(\lambda))}{n} \right] - \frac{n}{2RSS(V(\lambda))} \left[(V(\lambda) - \hat{V}(\lambda))^T (V(\lambda) - \hat{V}(\lambda)) \right]$$

$\hat{\lambda}$ meminimumkan $\frac{n}{2} \ln \left[\frac{RSS(V(\lambda))}{n} \right] \Leftrightarrow \hat{\lambda}$ diperoleh dengan menentukan nilai λ yang meminimumkan

$$RSS(V(\lambda)) = [V(\lambda) - \hat{V}(\lambda)]^T [(V(\lambda) - \hat{V}(\lambda))] \quad (2.3)$$

Penaksiran parameter λ yang biasa dilakukan yaitu menentukan nilai λ pada kisaran nilai tertentu. Biasanya λ yang dipakai yaitu kisaran $(-2,2)$ atau $(-1,1)$.

Berikut adalah ketentuan λ pada Box-Cox (Cahyani, dkk, 2015):

Tabel 2. 1 Nilai λ dengan Transformasinya

Nilai λ	Transformasi
-2	$\frac{1}{Z_t^2}$
-1,0	$\frac{1}{Z_t}$
-0,5	$\frac{1}{\sqrt{Z_t}}$
0,0	$\ln Z_t$
0,5	$\sqrt{Z_t}$
1	Z_t
2	Z_t^2

b. Stasioneritas dalam Rata-rata

Data *time series* dikatakan stasioner terhadap rata-rata jika fluktuasi datanya acak (*random*) disekitar nilai rata-rata (*mean*) yang konstan, jika data tidak stasioner maka dapat diatasi dengan proses *differencing*. Pengujian stasioner terhadap rata-rata dapat dilihat berdasarkan *lag* yang keluar dari garis selang kepercayaan pada plot ACF, jika *lag* yang keluar lebih dari tiga maka perlu dilakukan *differencing*. Konsep dasar *differencing* adalah mengurangi Z_t (pengamatan) dengan Z_{t-1} (pengamatan sebelumnya), dengan perbedaan pertama dinyatakan dengan $(1 - B)$, yaitu (Wei, 2006):

$$\begin{aligned}
\Delta Z_t &= Z_t - Z_{t-1} \\
&= Z_t - BZ_t \\
&= (1 - B)Z_t
\end{aligned}
\tag{2.4}$$

Differensiasi orde 2

$$\begin{aligned}
\Delta^2 Z_t &= \Delta Z_t - \Delta Z_{t-1} \\
&= (Z_t - Z_{t-1}) - (Z_{t-1} - Z_{t-2}) \\
&= Z_t - 2Z_{t-1} + Z_{t-2} \\
&= Z_t - 2BZ_t + B^2 Z_t \\
&= (1 - 2B + B^2)Z_t \\
&= (1 - B)^2 Z_t
\end{aligned}
\tag{2.5}$$

Sehingga rumus differensiasi dapat didefinisikan,

$$\Delta^d Z_t = (1 - B)^d Z_t \tag{2.6}$$

dengan,

Δ : *differencing*

Δ^2 : *differencing* dua kali

Z_t : pengamatan pada waktu ke-t

Z_{t-1} : pengamatan mundur sekali dari waktu ke-t

Berikut merupakan beberapa model yang termasuk kedalam model stationer pada *time series*, yaitu:

2.3.1 Model Autoregressive (AR)

Menurut Makridakis (1999) model *Autoregressive* (AR) adalah model regresi yang tidak memiliki hubungan antar variabel terikat namun berhubungan dengan selang waktu sebelumnya yang bervariasi. Model ini berfungsi untuk

menunjukkan suatu ramalan dari waktu tertentu. Menurut Wei (2006) model AR orde p atau AR(p) dapat dinotasikan sebagai berikut:

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} \dots + \phi_p Z_{t-p} + a_t \quad (2.7)$$

dengan,

Z_t : nilai variabel pada waktu ke- t

Z_{t-1}, \dots, Z_{t-p} : nilai dari *time series* pada waktu $t-1, t-2, \dots, t-p$

ϕ_i : koefisien regresi ke- $i, i=1,2,3, \dots, p$

a_t : nilai *error* pada waktu ke- t

p : orde AR(p)

atau model AR dapat dituliskan sebagai:

$$\phi_p(B)Z_t = a_t \quad (2.8)$$

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

B : Operator Backward $B^p Z_t = Z_{t-p}$

2.3.2 Model Moving Average (MA)

Model *Moving Average* (MA) adalah proses stokastik berupa model runtun waktu dengan karakteristik sekarang yang merupakan kombinasi linier dari *White Noise* periode-periode sebelumnya pada bobot tertentu. Model MA orde q atau MA(q) dapat dijabarkan dalam persamaan berikut (Wei, 2006):

$$\begin{aligned} Z_t &= \theta_q(B)a_t \\ &= (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q)a_t \\ &= a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q} \end{aligned} \quad (2.9)$$

dengan

Z_t : nilai variabel pada waktu ke- t

- a_t : nilai *error* periode ke-t
 $a_{t-1}, \dots, \theta a_{t-q}$: nilai *error* periode ke- t-1,...,t-q
 θ_j : parameter koefisien MA ke-j, $q=1,2,\dots,q$

2.3.3 Model Autoregressive Moving Average (ARMA)

Model ARMA adalah gabungan dari *Autoregressive* (AR) dengan *Moving Average* (MA) dengan model AR dinotasikan dengan (p) dan model MA dinotasikan dengan (q), sehingga bentuk umum dari model ARMA adalah (Wei, 2006):

$$Z_t = \phi_0 + \phi_1 Z_{t-1} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (2.10)$$

dengan

- Z_t : nilai variabel pada waktu ke-t
 Z_{t-1}, \dots, Z_{t-p} : nilai dari time series pada waktu ke t-1,...,t-p
 a_t : nilai *error* pada periode ke-t
 a_{t-1}, \dots, a_{t-q} : nilai *error* pada periode ke- t-1,...,t-q
 ϕ_i : parameter koefisien AR ke-i, dengan $p=1,2,\dots,p$
 θ_j : parameter koefisien MA ke-i, dengan $p=1,2,\dots,q$

2.3.4 Model Autoregressive Moving Average *Exogenous* (ARMAX)

Salah satu model deret waktu yang merupakan perluasan dari model ARMA adalah model *Autoregressive Moving Average Exogenous* (ARMAX). ARMAX merupakan jenis model yang terdiri dari dua komponen AR dan MA dengan

memasukkan variabel *exogen* ke dalam model (Ghazaryan, Grigoryan, & Terharutyunyan, 2020).

Berikut merupakan bentuk umum dari model ARMAX (Hasbullah, dkk, 2020):

$$Z_t = \phi_0 + \phi_1 Z_{t-1} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + \theta_1 a_{t-1} + \dots + \theta_q a_{t-q} + \delta_1 X_{1t} + \dots + \delta_i X_{it} + a_t \quad (2.11)$$

dengan

X_{it} : variabel eksogen pada waktu ke-t

δ_i : parameter variabel eksogen

ϕ_p : parameter *Autoregressive*

θ_q : parameter *Moving Average*

Z_t : nilai variabel pada waktu ke-t

a_t : nilai *error* pada periode ke-t

Pada model ini, Z_t dan X_{it} , $i = 1, 2, \dots, k$ adalah data deret waktu yang diasumsikan stasioner, jika Z_t tidak stasioner (mengandung *trend*) dan X_{it} stasioner, maka model ARMAX dapat digunakan dengan menambahkan komponen model *integrated difference* ke dalam Z_t , apabila Z_t stasioner dan X_{it} tidak stasioner dapat memungkinkan model bisa langsung digunakan namun, jika keduanya tidak stasioner, maka dapat dilakukan pemodelan terhadap *difference* dari Z_t atau X_{it} (Hasbullah, dkk, 2020).

2.4 Identifikasi Model

2.4.1 ACF (Autocorrelation Function)

Autokorelasi adalah hubungan antar data pengamatan pada waktu ke- t yang memiliki selisih waktu k , berbeda halnya dengan korelasi yang menunjukkan hubungan antara dua atau lebih variabel-variabel yang berbeda, pada autokorelasi menunjukkan hubungan dua atau lebih variabel yang sama dengan waktu yang berbeda (Firdaus, 2004). Koefisien korelasi sederhana antara Z_t dengan Z_{t-1} dapat dinyatakan dengan (Markridarkis & Wheewright, 1999):

$$\begin{aligned} r_{Z_t Z_{t-1}} &= \frac{Cov_{Z_t Z_{t+1}}}{\sigma_{Z_t} \sigma_{Z_t Z_{t+k}}} \\ &= \frac{\sum_{t=1}^n (Z_t - \bar{Z}_t)(Z_{t+1} - \bar{Z}_{t+1})}{\sqrt{\sum_{t=1}^n (Z_t - \bar{Z}_t)^2} \sqrt{\sum_{t=1}^n (Z_{t+1} - \bar{Z}_{t+1})^2}} \end{aligned} \quad (2.12)$$

Jika data Z_t diasumsikan stasioner, maka nilai rata-rata dari Z_t dan Z_{t+1} dianggap sama, jika $\bar{Z} = \bar{Z}_t = \bar{Z}_{t+1}$ dan dua nilai variansi dapat diukur dengan menggunakan seluruh data Z_t yang diketahui, maka persamaannya menjadi

$$r_{Z_t Z_{t-1}} = \frac{\sum_{t=1}^n (Z_t - \bar{Z})(Z_{t+1} - \bar{Z})}{\sum_{t=1}^n (Z_t - \bar{Z})^2} \quad (2.13)$$

Proses stasioner (Z_t) dengan rata-rata $E(Z_t) = \mu$, variansi $Var(Z_t) = E(Z_t - \mu)^2 = \sigma^2$ yang konstan dan kovariansi $Cov(Z_t, Z_{t+k})$ yang berfungsi hanya pada perbedaan waktu $|t - s|$. Maka fungsi autokovariansi antara Z_t dan Z_{t+k} dapat ditulis sebagai berikut (Wei, 2006):

$$\begin{aligned} \gamma_k &= Cov(Z_t, Z_{t+k}) \\ &= E[(Z_t - \mu)(Z_{t+k} - \mu)] \\ &= E[(Z_t Z_{t+k} - Z_t \mu - Z_{t+k} \mu + \mu \mu)] \\ &= E[Z_t Z_{t+k}] - E[Z_t \mu] - E[Z_{t+k} \mu] + E[\mu \mu] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= E[Z_t Z_{t+k}] - \mu E[Z_t] - \mu E[Z_{t+k}] + \mu\mu \\
&= E[Z_t Z_{t+k}] - \mu\mu - \mu\mu + \mu\mu \\
&= E[Z_t Z_{t+k}] - \mu\mu
\end{aligned} \tag{2.14}$$

Maka fungsi autokorelasi Z_t dan Z_{t+k} dapat ditulis sebagai berikut:

$$\begin{aligned}
\rho_k &= \frac{\text{Cov}(Z_t, Z_{t+k})}{\sqrt{\text{Var}(Z_t)}\sqrt{\text{Var}(Z_{t+k})}} \\
&= \frac{\gamma_k}{\sqrt{\sigma^2}\sqrt{\sigma^2}} \\
&= \frac{\gamma_k}{\sigma^2} \\
&= \frac{\gamma_k}{\gamma_0}
\end{aligned} \tag{2.15}$$

dengan:

$$\text{Var}(Z_t) = \text{Var}(Z_{t+k}) = \sigma^2 = \gamma_0$$

γ_k : nilai kovarian γ pada *lag* ke- k $k = 1, 2, 3, \dots$

ρ_k : nilai autokorelasi pada *lag* ke- k

t : observasi ke- t

2.4.4 PACF (Partial Autocorrelation Function)

PACF adalah korelasi antara Z_t dan Z_{t+k} dengan menghilangkan hubungan linier dalam variabel $Z_{t+1}, Z_{t+2}, \dots, Z_{t+k-1}$ autokorelasi parsial antara Z_t dengan Z_{t+k} , diperoleh dari turunan model regresi linear dengan variabel *dependent* Z_{t+k} dari proses stasioner dengan *mean* nol yang diregresikan dengan k *lag* variabel $Z_{t+k-1}, Z_{t+k-2}, \dots$, dan Z_t maka didapati (Wei, 2006):

$$Z_{t+k} = \phi_{k1}Z_{t+k-1} + \phi_{k2}Z_{t+k-2} + \dots + \phi_{kk}Z_t + e_{t+k} \tag{2.16}$$

dengan ϕ_{kk} merupakan parameter regresi dan e_{t+k} adalah nilai *error* dengan *mean* 0, dan tidak berkorelasi dengan Z_{t+k-j} untuk $j = 1, 2, \dots, k$. Dengan mengalikan Z_{t+k-1} pada kedua ruas persamaan (2.13) dan menghitung nilai *mean*, diperoleh:

$$\gamma_j = \phi_{k1}\gamma_{j-1} + \phi_{k2}\gamma_{j-2} + \dots + \phi_{kk}\gamma_{j-k} \quad (2.17)$$

dan

$$\rho_j = \phi_{k1}\rho_{j-1} + \phi_{k2}\rho_{j-2} + \dots + \phi_{kk}\rho_{j-k} \quad (2.18)$$

untuk $j = 1, 2, \dots, k$, diperoleh persamaan berikut:

$$\begin{aligned} \rho_1 &= \phi_{k1}\rho_0 + \phi_{k2}\rho_1 + \dots + \phi_{kk}\rho_{j-1} \\ \rho_2 &= \phi_{k1}\rho_1 + \phi_{k2}\rho_0 + \dots + \phi_{kk}\rho_{j-2} \\ &\vdots \\ \rho_k &= \phi_{k1}\rho_{k-1} + \phi_{k2}\rho_{k-2} + \dots + \phi_{kk}\rho_0 \end{aligned} \quad (2.19)$$

dengan menggunakan aturan *cramer*, berturut-turut untuk $k = 1, 2, \dots$, diperoleh

$$\begin{aligned} \phi_{11} &= \rho_1 \\ \phi_{22} &= \frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & \rho_2 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 \end{vmatrix}} \\ \phi_{33} &= \frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 & \rho_2 \\ \rho_2 & \rho_1 & \rho_3 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 \\ \rho_2 & \rho_1 & 1 \end{vmatrix}} \\ &\vdots \\ \phi_{kk} &= \frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 & \dots & \rho_{k-2} & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 & \dots & \rho_{k-3} & \rho_2 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \vdots & \vdots \\ \rho_{k-1} & \rho_{k-2} & \rho_{k-3} & \dots & \rho_1 & 1 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 & \dots & \rho_{k-2} & \rho_{k-1} \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 & \dots & \rho_{k-3} & \rho_{k-2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \vdots & \vdots \\ \rho_{k-1} & \rho_{k-2} & \rho_{k-3} & \dots & \rho_1 & 1 \end{vmatrix}} \end{aligned} \quad (2.20)$$

karena ϕ_{kk} merupakan fungsi atas k , maka ϕ_{kk} disebut fungsi autokorelasi parsial (PACF).

2.4.5 Proses White Noise

Model dikatakan *white noise* jika residual model tersebut telah memenuhi asumsi identik dan independen. Suatu proses (e_t) dikatakan *white noise* jika bentuk peubah acak yang berurutan tidak saling berkorelasi dan mengikuti ragam konstan dan nilai kovariansi untuk proses ini $\gamma_k = cov(e_t, e_{t+k}) = 0$ untuk $k \neq 0$. Berdasarkan definisi tersebut, dapat dikatakan memenuhi asumsi *white noise* adalah stasioner dengan beberapa sifat berikut (Laga, dkk, 2018):

Fungsi autokovariansi:

$$\gamma = \begin{cases} \sigma^2, & k = 0 \\ 0, & k \neq 0 \end{cases} \quad (2.21)$$

Fungsi autokorelasi:

$$r_k = \begin{cases} \sigma^2, & k = 0 \\ 0, & k \neq 0 \end{cases} \quad (2.22)$$

Fungsi autokorelasi parsial:

$$r_{kk} = \begin{cases} \sigma^2, & k = 0 \\ 0, & k \neq 0 \end{cases} \quad (2.23)$$

Residual dapat dikatakan *white noise* jika rata-rata dan variansi atau ragamnya konstan atau independen.

Uji *white noise* dapat dilakukan menggunakan uji *Ljung-box*. Dalam uji *Ljung-box-priece*, jika tingkat probabilitas (*p-value*) kurang dari 0,05 (tingkat kepercayaan 95%) maka H_0 ditolak. Artinya data tersebut dapat sesuai bila dimodelkan dengan menggunakan ARMA atau ARIMA (Ekananda, 2014).

2.4.6 Berdistribusi Normal

Uji normalitas dilakukan untuk mengetahui apakah model yang ditetapkan tidak menyimpang dari normalitas. Model dikatakan bebas dari penyimpangan normalitas jika residualnya berdistribusi normal (Suhendra, 2021). Metode yang biasa digunakan untuk melakukan pengujian normalitas pada model peramalan adalah *Jarque-Bera*. Uji statistik pada *Jarque-Bera* menggunakan perhitungan *skweness* dan *kurtosis*, sebagai berikut (Suhendra, 2021):

$$JB = N - \frac{k}{6} \left[S^2 + \frac{1}{4}(K - 3)^2 \right] \quad (2.24)$$

dengan S adalah *skewness*, k adalah *kurtosis* dan K adalah jumlah parameter dalam model. Cara pengujian normalitas, dinyatakan sebagai berikut:

$H_0; \chi^2 = 0$, residual dalam model berdistribusi normal

$H_1; \chi^2 \neq 0$, residual dalam model tidak berdistribusi normal

dengan kriteria pengambilan keputusan yaitu,

jika $JB_{hitung} < \chi^2_{tabel}$ atau $p\text{-value} > \alpha(0,05)$, maka terima H_0 , artinya residual dalam model berdistribusi normal. Sedangkan jika $JB_{hitung} > \chi^2_{tabel}$ atau $p\text{-value} < \alpha(0,05)$, maka tolak H_0 , artinya residual dalam model tidak berdistribusi normal.

2.5 Metode Maximum Likelihood

Metode *maximum likelihood* adalah metode estimasi titik yang memiliki karakteristik teoritis lebih kuat jika dibandingkan dengan metode estimasi kuadrat terkecil. Prosedur estimasi *maximum likelihood* menguji apakah estimasi maksimum yang tidak diketahui dari fungsi *likelihood* suatu sampel nilainya sudah memaksimumkan fungsi *likelihood* (Gujarati, 2004). Metode *maximum*

likelihood dapat diperoleh dari fungsi peluang gabungan dari n variabel *random* X_1, X_2, \dots, X_n pada nilai pengamatan $x = x_1, x_2, \dots, x_n$ tetap adalah fungsi dari θ yang dinotasikan dengan $L(\theta, x)$. Jika $X = X_1, X_2, \dots, X_n$ sampel acak dari fungsi densitas $f(x, \theta)$, maka fungsi *likelihood* adalah (Bain & Engelhardt, 1992)

$$\begin{aligned} L(\theta, x) &= f(x_1, \theta) f(x_2, \theta) \dots f(x_n, \theta) \\ &= \prod_{j=1}^n f(x_j, \theta), \theta \in \Omega \end{aligned} \quad (2.25)$$

Gambaran estimasi parameter dengan *maximum likelihood* dapat diaplikasikan pada persamaan model regresi linier dengan sejumlah n data observasi sebagai berikut (Aziz, 2010):

$$\begin{aligned} y_1 &= \beta_0 + \beta_1 x_{11} + \beta_2 x_{21} + \dots + \beta_k x_{k1} + a_1 \\ y_2 &= \beta_0 + \beta_1 x_{12} + \beta_2 x_{22} + \dots + \beta_k x_{k2} + a_2 \\ &\vdots \\ y_n &= \beta_0 + \beta_1 x_{1n} + \beta_2 x_{2n} + \dots + \beta_k x_{kn} + a_n \end{aligned} \quad (2.26)$$

jika model ini dapat ditulis dalam bentuk matriks akan menjadi

$$\begin{bmatrix} y_1 \\ y_2 \\ \vdots \\ y_n \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & x_{11} & x_{21} & \dots & x_{k1} \\ 1 & x_{12} & x_{22} & \dots & x_{k2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & x_{1n} & x_{2n} & \dots & x_{kn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_1 \\ a_2 \\ \vdots \\ a_n \end{bmatrix}$$

dan dapat ditulis dalam bentuk linier sebagai berikut:

$$y = X\beta + a \quad (2.27)$$

atau dapat ditulis menjadi

$$y_i = X_i\beta + a \quad (2.28)$$

dengan:

y : Matriks variabel terikat berukuran $n \times 1$

X : Matriks variabel bebas berukuran $k \times n$

β : Matriks estimator berukuran $k \times 1$

a : Matriks *error* berukuran $n \times 1$

Jika dimisalkan $y_i \sim N(X_i, \beta, \sigma^2)$ dan X_i adalah matriks vektor $1 \times (k + 1)$, dengan $i = 1, 2, 3, \dots, n$. Jika diberikan X_i, β dan σ^2 dan diasumsikan y_1, y_2, \dots, y_n saling bebas, maka fungsi distribusi peluang dari y_i adalah (Aziz, 2010):

$$f(y_i|X_i, \beta, \sigma^2) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \exp\left(-\frac{1}{2}\left(\frac{y_i - X_i\beta}{\sigma}\right)^2\right) \quad (2.29)$$

sehingga diperoleh fungsi distribusi peluang dari y_i yaitu:

$$f(y_1, \dots, y_n) = (2\pi\sigma^2)^{-\frac{n}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2} \sum_{i=1}^n \left(\frac{y_i - X_i\beta}{\sigma}\right)^2\right) \quad (2.30)$$

maka fungsi *likelihood* seperti berikut:

$$L(\beta, \sigma^2|X, y) = (2\pi\sigma^2)^{-\frac{n}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2} (y - X\beta)^T (y - X\beta)\right) \quad (2.31)$$

Kemudian fungsi *likelihood* dilogartimakan untuk membentuk fungsi *log-likelihood*

$$\begin{aligned} \ln L(\beta, \sigma^2|X, y) &= \ln\left((2\pi\sigma^2)^{-\frac{n}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma^2} (y - X\beta)^T (y - X\beta)\right)\right) \\ &= -\frac{n}{2} \ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} (y - X\beta)^T (y - X\beta) \\ &= -\frac{n}{2} \ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} (y^T y - \beta^T X^T y - \beta^T X^T y + \\ &\quad \beta^T X^T X \beta) \end{aligned}$$

Estimasi parameter β dapat dilakukan dengan memaksimumkan fungsi *log-likelihood*, dengan mendiferensialkan fungsi tersebut terhadap β (Aziz, 2010).

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln L}{\partial \beta} &= \frac{\partial\left(-\frac{n}{2} \ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} (y^T y - \beta^T X^T y - \beta^T X^T y + \beta^T X^T X \beta)\right)}{\partial \beta} \\ &= \frac{\partial}{\partial \beta} \left(-\frac{n}{2} \ln(2\pi\sigma^2) - \frac{1}{2\sigma^2} y^T y + \frac{1}{2\sigma^2} 2\beta^T X^T y - \frac{1}{2\sigma^2} \beta^T X^T X \beta\right) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= 0 - 0 - \frac{1}{2\sigma^2} (-2X^T y + X^T X \beta + (\beta^T X^T X)^T) \\
&= -\frac{1}{2\sigma^2} (-2X^T y + X^T X \beta + X^T X \beta) \\
&= -\frac{1}{2\sigma^2} (-2X^T y + 2X^T X \beta) \\
&= \frac{1}{\sigma^2} (X^T y - X^T X \beta)
\end{aligned}$$

kemudian disamadengankan dengan 0, seperti berikut:

$$\frac{1}{\sigma^2} (X^T y - X^T X \beta) = 0$$

$$\frac{1}{\sigma^2} X^T y - \frac{1}{\sigma^2} X^T X \beta = 0$$

$$\frac{1}{\sigma^2} X^T y = \frac{1}{\sigma^2} X^T X \beta$$

$$X^T y = X^T X \beta$$

$$(X^T X)^{-1} X^T y = (X^T X)^{-1} X^T X \beta$$

$$(X^T X)^{-1} X^T y = I \beta$$

Sehingga diperoleh nilai $\hat{\beta}$, yaitu:

$$\hat{\beta} = (X^T X)^{-1} X^T y \quad (2.32)$$

2.6 Kriteria Model Terbaik

Penentuan model terbaik dapat ditentukan dengan nilai MAPE (*Mean Absolute Percentage Error*), penggunaan MAPE pada peramalan dapat melihat tingkat akurasi terhadap angka peramalan dan angka realisasi. Nilai MAPE dapat dihitung dengan persamaan sebagai berikut (Nabillah & Ranggadara, 2020):

$$MAPE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \left| \frac{Z_t - \hat{Z}_t}{Z_t} \right| \times 100\% \quad (2.33)$$

dengan:

n : banyaknya sampel yang diramalkan

Z_t : nilai pengamatan

\hat{Z}_t : nilai peramalan

Semakin kecil nilai MAPE yang dihasilkan maka nilai taksiran semakin mendekati nilai sebenarnya, atau menandakan bahwa model yang dipilih merupakan model peramalan terbaik. Tabel dibawah menunjukkan persentase nilai MAPE untuk mengetahui hasil peramalan yang diperoleh (Kafazi, dkk, 2016).

Tabel 2. 2 Nilai MAPE

Nilai MAPE (%)	Kemampuan Peramalan
< 10	<i>High Forecasting</i>
10-20	<i>Good Forecasting</i>
20-50	<i>Reasonable Forecasting</i>
> 50	<i>Weak Forecasting</i>

2.7 Variabel Exogenous

Variabel *exogen* merupakan variabel yang mempengaruhi atau menyebabkan perubahan pada variabel dependen atau terikat (endogen), baik secara positif maupun negatif, yaitu jika terdapat variabel *exogen*, maka variabel endogen juga akan ada dengan setiap penambahan satuan variabel endogen dan terdapat pula penambahan atau penurunan dalam variabel endogen (Sugiyono, 2012). Variabel *exogen* memiliki pengaruh terhadap variabel lain namun, tidak dipengaruhi oleh variabel lain. Contoh dari variabel *exogen* yaitu hari libur, perayaan hari besar keagamaan, serta persiapan penyambutan tahun baru (Makridakis, dkk, 2008). Dalam ARMAX jika variabel dependen memerlukan transformasi untuk mencapai

stasioner maka transformasi yang sama juga akan diterapkan pada variabel *exogenya* (Andrew, dkk, 2013).

2.8 Tahapan-tahapan Memodelkan ARMAX

Pada pemodelan ARMAX terdapat beberapa tahapan yang harus dilalui, diantaranya yaitu:

a. Mengestimasi Parameter Model ARMA

Sebelum melakukan identifikasi model ARMA, harus dipastikan bahwa data telah stasioner terhadap rata-rata dan varian, kemudian ditentukan model AR, MA, dan ARMA.

b. Uji signifikansi Parameter ARMA

Uji signifikansi parameter ARMA dilakukan untuk mengetahui apakah parameter model yang ditaksir signifikan atau tidak. Model ARMA yang baik dapat ditunjukkan ketika penaksiran parameternya signifikan tidak sama dengan 0.

c. Uji Diagnostik ARMA

Uji diagnostik dilakukan untuk mengetahui apakah model ARMA yang telah didapatkan bersifat acak dan homogen, jika model yang didapatkan masih terdapat keacakan dan tidak homogen, maka model dapat dikatakan belum layak dan harus dilakukan pemodelan ulang. Tahapan melakukan uji diagnostik yaitu meliputi uji asumsi *white noise* dengan melakukan uji independensi residual dan uji normalitas.

d. Identifikasi Model ARMAX

Model ARMAX didapatkan dari hasil pemilihan model terbaik ARMA, namun sebelum melakukan pemodelan ARMAX dilakukan pengujian stasioner terlebih dahulu terhadap variabel eksogennya.

e. Estimasi Parameter ARMAX

Estimasi parameter pada model ARMAX dilakukan dengan memasukkan variabel eksogen ke dalam model ARMA yang telah terpilih.

f. Uji Signifikansi Parameter ARMAX

Sama halnya dengan ARMA, uji signifikansi parameter ARMAX dilakukan untuk mengetahui apakah parameter model yang ditaksir signifikan atau tidak, jika signifikan maka dapat dilanjutkan ke tahap uji diagnostik.

b. Uji Diagnostik ARMAX

Tahapan selanjutnya juga sama dengan ARMA, dimana uji diagnostik dilakukan untuk mengetahui apakah model ARMAX yang telah didapatkan bersifat acak dan homogen, jika model yang didapatkan masih terdapat keacakan dan tidak homogen, maka model dapat dikatakan belum layak dan harus melakukan pemodelan ulang.

c. Peramalan ARMAX

Peramalan ARMAX dilakukan berdasarkan model ARMAX yang telah diperoleh dan telah lolos dari dari uji signifikansi dan uji diagnostik, kriteria model terbaik ARMAX dapat diperoleh dengan melihat MAPE yang dihasilkan, hasil MAPE yang diperoleh dapat mengetahui seberapa baik hasil peramalannya.

2.9 Sebaran Penyakit Tungro

Tungro merupakan salah satu penyakit tanaman padi yang menjadi masalah dalam peningkatan stabilitas produksi padi nasional dan ancaman bagi ketahanan pangan (Widiarti, dkk, 2003). Penyakit ini disebabkan oleh dua virus, yaitu *rice tungro bacilliform virus* (RTBV) dan *rice tungro spherical virus* (RTSV) (Hibino, dkk, 1978). RTBV dan RSTV ditularkan oleh beberapa vektor spesies wereng hijau, diantaranya *Nephotettix virescens*, *N. nigropictus*, *N. malayanus* dan *N. parvus*. Penularannya terjadi setelah vektor mengisap cairan tanaman yang terinfeksi virus, kemudian berpindah dan menularkan ke tanaman sehat (Pangan, 2007).

Di Indonesia sejak tahun 1976 penyakit tungro sudah tersebar di 3 provinsi yaitu Kalimantan Selatan, NTB, dan Sulawesi Utara dan dalam kurun waktu 20 tahun serangan tungro di Indonesia meliputi 142 kabupaten dengan luas serangan mencapai 243.639 ha. Daerah yang rawan terserang penyakit tungro adalah Jawa Barat, Jawa Tengah, Jawa Timur, Yogyakarta, Bali, Nusa Tenggara Barat, Sulawesi Selatan, Sulawesi Tengah dan Sulawesi Utara. (Sama, dkk, 1982). Berdasarkan laporan Budiyanto et al., (2011), luas penularan tungro pada periode 2005-2009 mencapai 8.893 ha, lebih rendah daripada luas penularan pada tahun 2010 dan 2011 yang berturut-turut mencapai 13.582 dan 14.201 ha. Nilai kehilangan hasil padi akibat tungro mencapai Rp 20 milyar/tahun (Widiarta I. , 2007).

Menurut I. Nyoman Raga (2007) dalam penelitiannya yang berjudul “Perkembangan dan Penyebaran Penyakit Tungro di Indonesia” menjelaskan bahwa secara umum, perkembangan teknologi terhadap pengendalian penyakit

tungro seperti penggunaan varietas tahan, varietas bergilir, dan waktu tanam yang tepat memiliki dampak terhadap berkurangnya luas serangan dan juga berkurangnya frekuensi perkembangan penyakit tungro, namun serangan penyakit tungro di beberapa provinsi masih tetap terjadi dan tingkat serangannya masih tinggi. Salah satu faktor penyebab fluktuasi serangan tungro meningkat yaitu penggunaan pestisida yang tidak cermat sehingga mengakibatkan terbunuhnya musuh alami seperti parasitoid dan predator, parasitoid tersebar luas di beberapa provinsi seperti Kalimantan, Sulawesi, Sumatera, Jawa, Bali, dan NTB. Keberadaan musuh alami tersebut dapat menjadi faktor penyebab menurunnya populasi wereng hijau di lapang, oleh sebab itu pelestarian musuh alami sangat diperlukan.

Penyakit ini hanya menyerang tanaman padi yang masih muda dengan gejala utamanya yaitu daun muda yang menggulung dan perubahan warna menjadi oranye, gejala pada umumnya timbul paling cepat satu minggu setelah terinfeksi, namun bila tanaman terhindar dari infeksi sampai umur dua bulan, maka selanjutnya penyakit tungro tidak banyak mengakibatkan kerusakan. Penyebaran penyakit ini disebabkan oleh serangga wereng hijau dimana wabah ini dapat menyebar luas ke daerah baru yang berpotensi mengalami infeksi. Sehingga penyebaran virus pada tanaman padi ini perlu diantisipasi secara serius (Yuliani & Widiarta, 2015).

2.9.4 Suhu Udara

Pertumbuhan serangga dapat dipengaruhi oleh suhu udara, jika suhu udara meningkat maka pertumbuhan serangga juga akan meningkat. Kenaikan suhu

udara akan menambah jumlah reproduksi serangga yang dapat mempengaruhi kepadatan populasi serangga sehingga menyebabkan mudahnya penyebaran penyakit tungro pada tanaman padi (Widiarta I. , 2009). Hubungan keduanya dapat dinyatakan dengan rumus (Kiritani, 1997):

$$D(t - T_o) = K \quad (2.34)$$

dengan

D : jumlah hari dengan suhu diatas ambang suhu pertumbuhan T_o

t : rata-rata suhu harian

T_o : ambang suhu pertumbuhan

K : akumulasi suhu diatas T_o ($K=480,8^\circ$)

Wereng hijau akan tumbuh apabila suhu rata-rata udara diatas T_o , dan akan berhenti tumbuh atau mati jika suhu lingkungan dibawah T_o . Semakin tinggi suhu udara semakin singkat siklus hidup serangga vektor ini. Pada suhu $20^\circ C$, lama hidup wereng hijau berkisar antara 20-25 hari dan pada suhu $35^\circ C$ berkisar 12-13 hari. Masa prapeneluran rata-rata 4,5 hari pada suhu $29 - 35^\circ C$. Serangga betina rata-rata meletakkan telur 100-200 butir dalam satu minggu (Kalshoven, 1981).

Serangga wereng hijau mengalami masa inkubasi selama (16.5 ± 0.99 hari) pada suhu $24^\circ/16^\circ C$ (maksimum atau minimum) dan menurun drastis (8.7 ± 0.98 hari) pada suhu $28^\circ/20^\circ C$.

Tabel 2. 3 Pertumbuhan Serangga Berdasarkan Kenaikan Suhu

Kenaikan Suhu	T_o ($^\circ C$)	Jumlah hari per generasi (nilai $K=480,8$)	Jumlah generasi per tahun
Saat ini	13,9	33,4	11
Kenaikan $0,4^\circ C$	13,9	32,5	11

Lanjutan Tabel 2.3 Pertumbuhan Serangga Berdasarkan Kenaikan Suhu

Kenaikan Suhu	T_o ($^{\circ}C$)	Jumlah hari per generasi (nilai $K=480,8$)	Jumlah generasi per tahun
Kenaikan 1,0 $^{\circ}C$	13,9	31,2	12
Kenaikan 2,0 $^{\circ}C$	13,9	29,3	12

Tabel diatas menjelaskan perkembangan serangga berdasarkan kenaikan suhu, dimana dalam satu dekade ditunjukkan kenaikan suhu sebesar 0,4 $^{\circ}C$, 1,0 $^{\circ}C$, 2,0 $^{\circ}C$, dan dengan rumus pertumbuhan serangga didapatkan bahwa serangga wereng hijau mengalami percepatan pertumbuhan dalam kisaran 1-4 hari/ generasi (Senoaji, 2011).

2.10 Kajian Islam

Allah memberi berbagai macam rezeki, salah satunya yaitu kecerdasan berilmu yang merupakan kewajiban dari umat muslim itu sendiri untuk mempelajari dan mengamalkan suatu ilmu pengetahuan. Allah berfirman dalam surah Al-Mujadalah ayat 11 sebagai berikut yang artinya:

Wahai orang-orang yang beriman apabila dikatakan kepadamu, "Berilah kelapangan di dalam majelis-majelis," maka lapangkanlah, niscaya Allah akan Memberi kelapangan untukmu. Dan apabila dikatakan, "Berdirilah kamu," maka berdirilah, niscaya Allah akan Mengangkat (derajat) orang-orang yang beriman di antaramu dan orang-orang yang diberi ilmu beberapa derajat. Dan Allah Maha Teliti apa yang kamu kerjakan. (Qs. Al-Mujadalah : 11)

Pada ayat diatas dijelaskan bahwa Allah akan Meninggikan derajat orang-orang yang beriman dan berilmu dengan kemuliaan di dunia dan akhirat,

mengapa? Sebab orang yang beriman dan berilmu akan dihormati dan diberi kepercayaan dalam menangani permasalahan yang dihadapi oleh orang lain. Ini artinya tingkatan orang yang beriman dan berilmu lebih tinggi dibanding orang yang tidak berilmu, jika terdapat orang yang beriman tetapi tidak berilmu maka orang tersebut akan lemah, sebab orang yang beriman tanpa didasari ilmu pengetahuan tidak akan kuat, dan sebaliknya orang yang berilmu namun tidak beriman maka ia akan tersesat, sebab ilmu yang dimiliki bisa jadi hanya untuk dirinya sendiri dan tidak untuk kebaikan bersama. Dalam hal ini ilmu pengetahuan tidak hanya pada bidang agama saja, namun bisa dari bidang yang lainnya, seperti bidang ekonomi dan bidang matematika, dalam bidang matematika terdapat pengetahuan mengenai peramalan yang bertujuan untuk mengetahui atau memprediksi kejadian dimasa mendatang sehingga diharapkan dapat membantu dalam meminimalisir kejadian yang tidak diinginkan.

2.10.1 Kajian Islam tentang Peramalan

Di dalam Al-Qur'an juga menjelaskan tentang peramalan yang terdapat di surah Yusuf ayat 47-48 dan surah Al-Luqman ayat 34, yang artinya sebagai berikut:

Dia (Yusuf) berkata, "Agar kamu bercocok tanam tujuh tahun (berturut-turut) sebagaimana biasa, kemudian apa yang kamu tuai hendaklah kamu biarkan di tangkainya kecuali sedikit untuk kamu makan. Kemudian setelah itu akan datang tujuh (tahun) yang sangat sulit, yang menghabiskan apa yang kamu simpan untuk menghadapinya (tahun sulit), kecuali sedikit dari apa (bibit gandum) yang kamu simpan." (Qs. Yusuf : 47-48)

Ayat diatas menjelaskan bahwa Nabi Yusuf diperintahkan Allah untuk bercocok tanam selama tujuh tahun berturut-turut agar umat manusia terhindar dari krisis ekonomi pada musim panceklik mendatang. Menghadapi masalah ini Nabi Yusuf memberikan usul untuk mengadakan perencanaan dalam membangun pertanian. Berkat hal tersebut, Nabi Yusuf berhasil menyelamatkan daerahnya dalam krisis ekonomi terutama pada bidang pertanian. Dengan begitu, peramalan adalah memperkirakan kejadian yang akan terjadi di masa mendatang, sedangkan ramalan adalah hasil dari asumsi peramalan untuk memperkirakan kejadian yang akan datang. Surah Al-Luqman ayat 34 dengan artinya:

“Sesungguhnya Allah, hanya pada sisi-Nya sajalah pengetahuan tentang hari kiamat; dan Dialah yang menurunkan hujan, dan mengetahui apa yang ada dalam Rahim. Dan tiada seorangpun yang dapat mengetahui (dengan pasti) apa yang akan diusahakan besok. Dan tiada seorangpun yang dapat mengetahui di bumi mana dia akan mati. Sesungguhnya Allah Maha Mengetahui lagi Maha Mengenal.”(Qs. Al-Luqman : 34)

Ayat ini menjelaskan bahwa kita sebagai manusia tidak dapat mengetahui dengan pasti apa yang akan terjadi atau apa yang akan diperoleh di hari esok, hanya Allah semata tidak ada selain-Nya yang mengetahui akan datangnya hari kiamat, waktu turunnya hujan, kapan dan dimana manusia akan dilahirkan dan dimatikan begitu juga dengan keadaan janin pada rahim, namun manusia diwajibkan untuk selalu berusaha dalam menghadapi segala sesuatunya, kita sebagai manusia hanya dapat berencana namun semua akan kembali kepada Allah, jika Allah menghendaki maka terjadilah jika Allah tidak menghendaki maka sukar bagi kita untuk menghalanginya.

BAB III

METODOLOGI PENELITIAN

3.1 Sumber Data

Jenis data yang digunakan dalam penyusunan penelitian ini bersifat sekunder. Data sekunder yang digunakan adalah data luas area sebaran penyakit tungro pada tanaman padi dan data suhu udara pada bulan Januari 2017 s.d Desember 2019. Data diperoleh dari website resmi Kementerian Pertanian Direktorat Jenderal Tanaman Pangan. Data diakses pada hari Jum'at 18 Desember 2020 pukul 13.45 WIB.

3.2 Identifikasi Variabel

Variabel yang digunakan pada penelitian ini yaitu data luas area sebaran penyakit tungro pada tanaman padi sebagai variabel endogen (Y) dan data suhu udara sebagai variabel *exogen* (X).

3.3 Langkah Penelitian

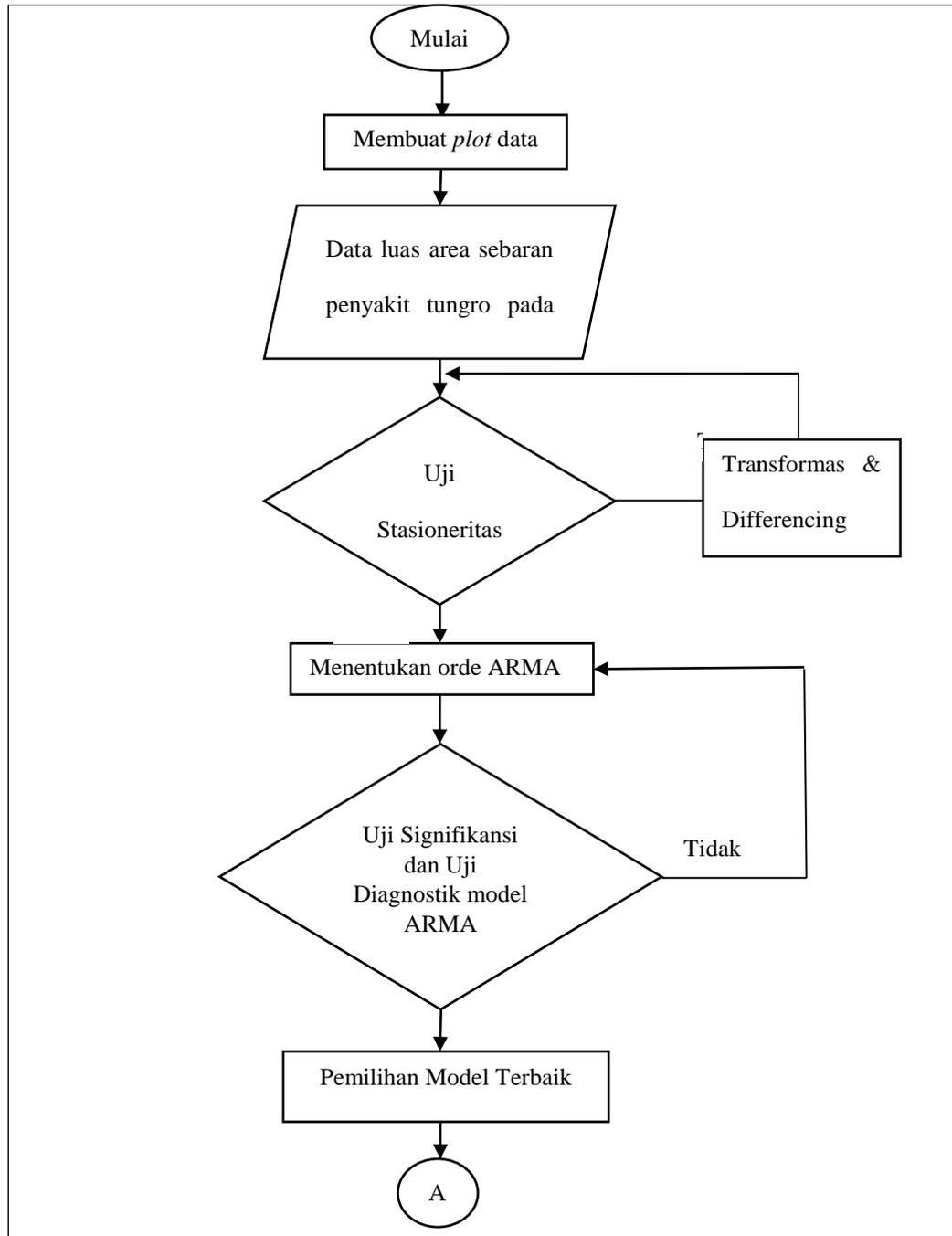
Berikut langkah-langkah penelitian yang dilakukan:

1. Mengidentifikasi data luas area sebaran penyakit tungro pada tanaman padi berdasarkan *plot* data
2. Mengidentifikasi model ARMA.
 - a. Melakukan uji stasioneritas terhadap varian dan rata-rata
 - b. Menentukan orde ARMA berdasarkan plot ACF dan PACF dari data yang stasioner, serta menentukan banyaknya *differencing* yang dilakukan terhadap data untuk mencapai stasioner.

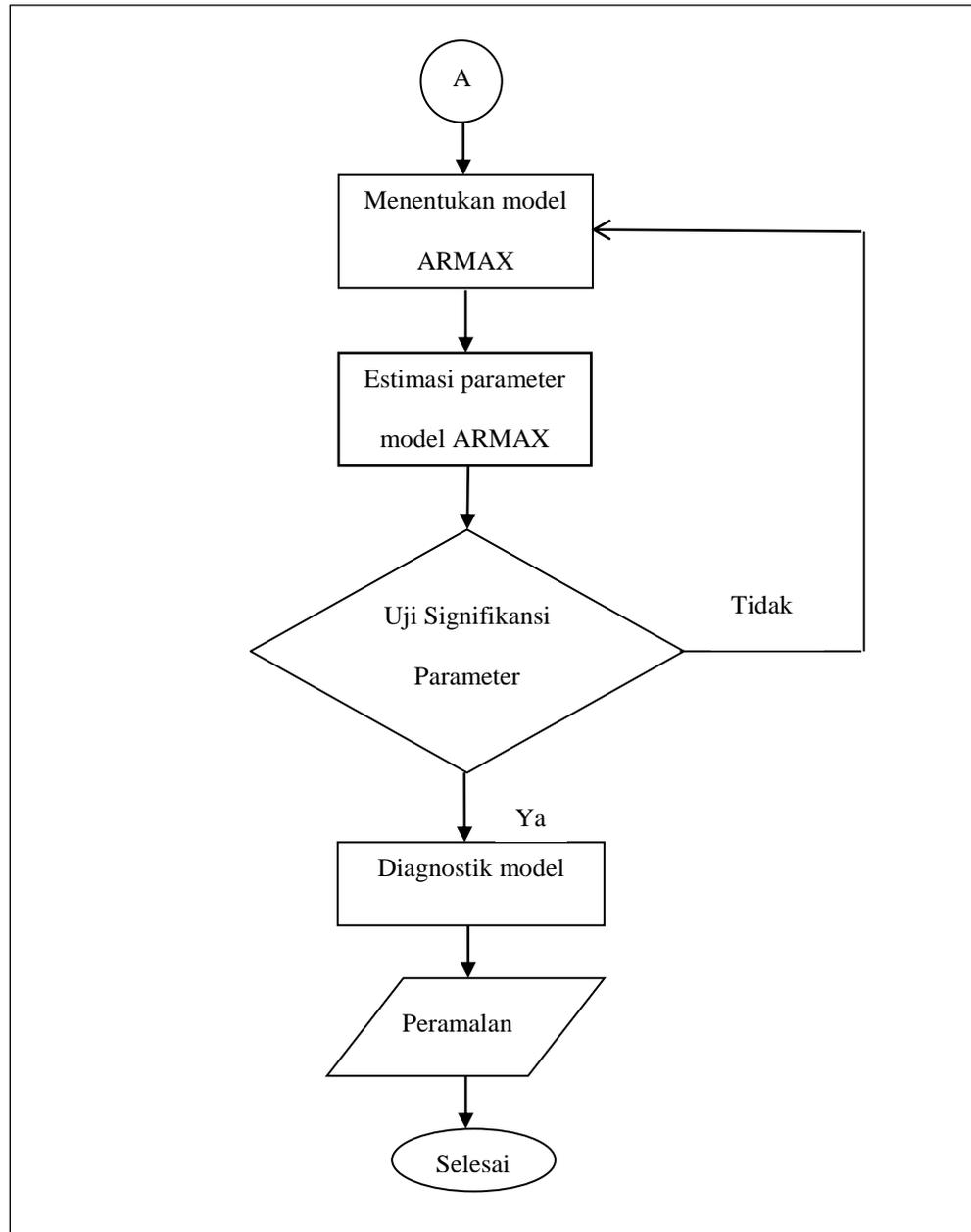
- c. Melakukan uji signifikansi parameter dan uji diagnostik kemudian dipilih model terbaik ARMA berdasarkan nilai MS (*Mean Square*) terkecil.
3. Mengidentifikasi model ARMAX
 - a. Mengestimasi parameter model ARMAX dengan metode *maximum likelihood*
 - b. Melakukan uji signifikansi parameter dan uji diagnostik dari model ARMAX yang terbentuk
 - c. Peramalan

3.4 Flowchart

Berdasarkan tahapan analisis yang dilakukan dapat digambarkan melalui *flowchart* sebagai berikut:



Gambar 3. 1 Flowchart Model ARMAX



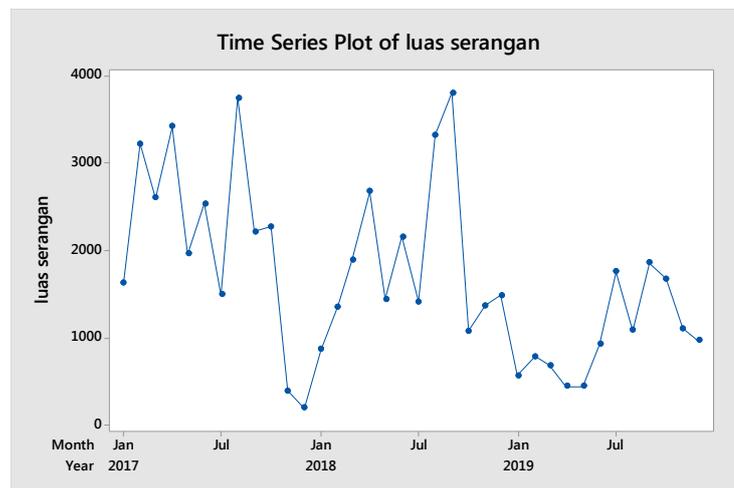
Lanjutan Gambar 3.1 Flowchart Model ARMAX

BAB IV

HASIL DAN PEMBAHASAN

4.1 Identifikasi Data

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data luas area sebaran penyakit tungro pada tanaman padi di Indonesia selama 3 tahun, terhitung dari bulan Januari tahun 2017 sampai dengan bulan Desember tahun 2019 terlampir di Lampiran I. Berikut adalah *plot* data dari luas area sebaran penyakit tungro pada tanaman padi.



Gambar 4. 1 Plot Data Luas Area Sebaran Penyakit Tungro

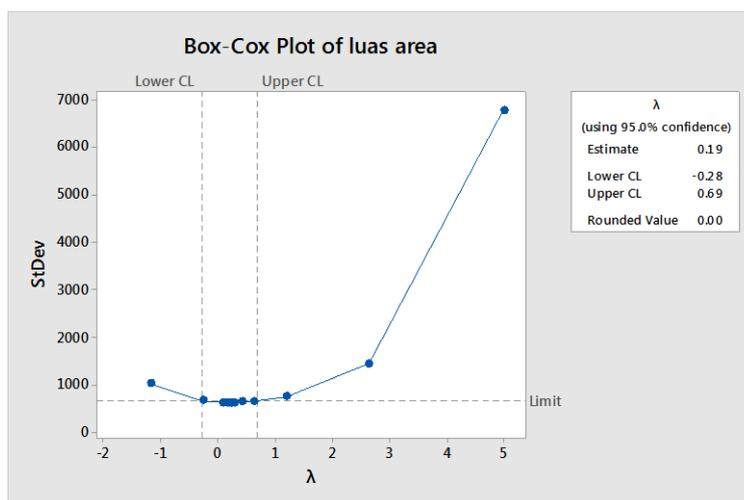
Gambar 4.1 dilihat bahwa pola data luas area sebaran penyakit tungro pada tanaman padi bukan merupakan pola musiman karena tidak mengalami fluktuasi dengan jarak yang sama terhadap waktu tertentu. Pola yang terbentuk berdasarkan *plot* data yaitu pola acak atau *random* karena polanya memiliki variasi secara acak atau tidak menentu. Terlihat pada bulan Januari 2017 sampai Desember 2019 memiliki pola yang tidak beraturan dan pada plot tersebut dapat diketahui juga bahwa bulan September 2018 merupakan serangan tertinggi yang menyebabkan

3803 ha luas tanaman padi terkena penyakit tungro, sedangkan serangan terendah terjadi pada bulan Desember 2017 yaitu seluas 202 ha.

4.2 Identifikasi Model ARMA

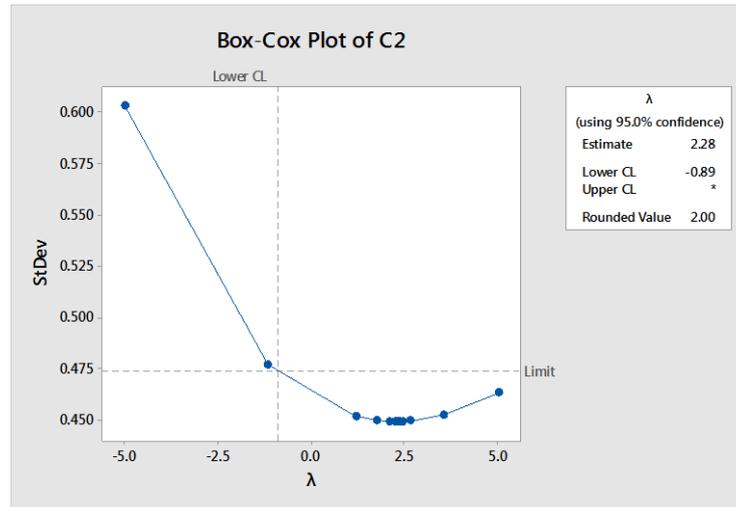
4.2.1 Uji Stasioneritas Data

Langkah pertama yang dilakukan dalam mengidentifikasi model ARMA adalah melakukan uji stasioneritas data terhadap varian dan rata-rata, untuk pengujian stasioneritas terhadap varian dilakukan dengan mengecek *plot Box-Cox*. Data dapat dikatakan stasioner terhadap varian ketika λ (*rounded value*) yang dihasilkan bernilai 1. Berikut nilai λ (*rounded value*) yang diperoleh dari data luas area sebaran penyakit tungro pada tahun 2017 sampai dengan 2019.



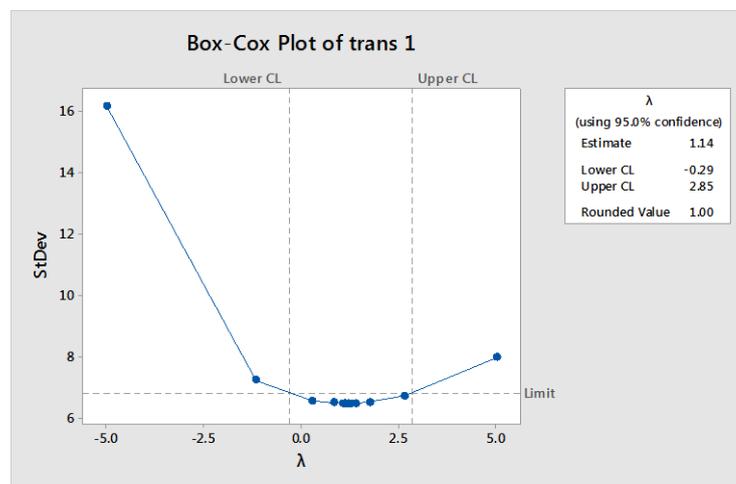
Gambar 4. 2 Plot Box-Cox Luas Area Sebaran

Gambar 4.2 nilai λ (*rounded value*) yang dihasilkan dari *plot Box-Cox* adalah 0,00, hal ini menandakan bahwa data belum stasioner terhadap varian, maka langkah selanjutnya yaitu melakukan transformasi *Box-Cox*.



Gambar 4. 3 Plot Box-Cox Transformasi Satu Kali

Gambar 4.3 setelah dilakukan transformasi satu kali nilai λ (*rounded value*) yang dihasilkan yaitu 2,00 yang mana menunjukkan bahwa data belum mencapai stasioner terhadap varian, sehingga perlu dilakukan transformasi kembali sampai didapati nilai λ (*rounded value*) sama dengan 1.



Gambar 4. 4 Plot Box-Cox Transformasi Dua Kali

Gambar 4.4 menunjukkan nilai λ (*rounded value*) yang dihasilkan setelah melakukan transformasi dua kali yaitu 1, sehingga dapat diidentifikasi bahwa data telah mencapai stasioner terhadap varian.

Berdasarkan nilai λ (*rounded value*) yang dihasilkan pada transformasi *Box-Cox* maka dapat membentuk rumus berdasarkan pada Tabel 2.1 yaitu dengan

melogaritmakan secara natural sebagai berikut, yang mana Y_t merupakan data yang telah stasioner terhadap varian,

$$Y_t = (\ln Z_t)^2 \quad (4.1)$$

berikut merupakan contoh transformasi yang dilakukan pada Y_1

$$\begin{aligned} Y_1 &= (\ln 1623)^2 \\ &= 54,6421 \end{aligned}$$

untuk hasil transformasi selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran 2.

Selanjutnya untuk pengujian stasioneritas terhadap rata-rata dilakukan dengan melihat plot ACF dan PACF pada Gambar 4.5 dan Gambar 4.6. Berikut hasil perhitungan ACF pada *lag* 1 berdasarkan pada persamaan (2.15) dari data yang telah ditransformasi yaitu,

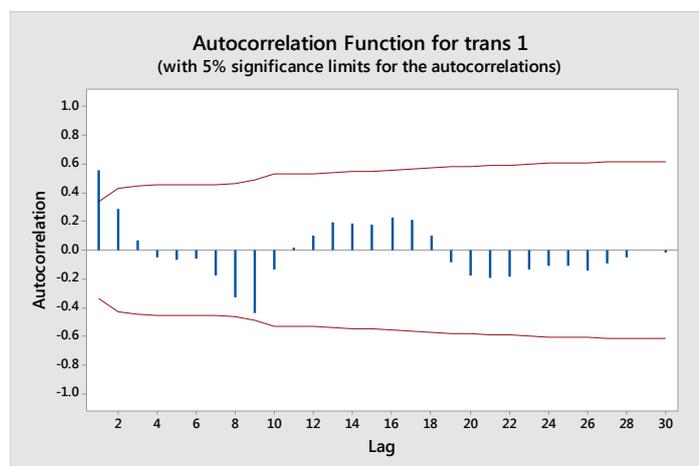
$$\begin{aligned} \rho_1 &= \frac{\gamma_1}{\gamma_0} \\ &= \frac{(54.6421 - 52.83533)(65.24014 - 52.83533) + (65.24014 - 52.83533)(61.81281 - 52.83533) + \dots}{(56.6421 - 52.83533)^2 + (65.24014 - 52.83533)^2 + \dots + (47.31138 - 52.83533)^2} \\ &= \frac{1816.361}{3267.077} \\ &= 0,55595917 \end{aligned}$$

Nilai *lag* ACF selanjutnya dapat dilihat pada Tabel 4.1

Tabel 4. 1 Nilai Koefisien ACF

Lag	ACF	T	LBQ
1	0.55596	3.34	12.08
2	0.28661	1.35	15.39
3	0.06913	0.31	15.58
4	-0.0509	-0.23	15.7
5	-0.0684	-0.31	15.9
6	-0.0591	-0.26	16.06
7	-0.1761	-0.78	17.52
8	-0.3259	-1.43	22.71
9	-0.4355	-1.81	32.32
10	-0.1341	-0.51	33.27
11	0.01436	0.05	33.28
12	0.0973	0.37	33.82
13	0.19597	0.74	36.1
14	0.18949	0.71	38.34
15	0.17594	0.65	40.35
16	0.2272	0.82	43.88
17	0.20859	0.74	47.02
18	0.10469	0.37	47.85
19	-0.0839	-0.29	48.42
20	-0.1781	-0.62	51.13
21	-0.1918	-0.66	54.48
22	-0.1832	-0.62	57.77
23	-0.1348	-0.45	59.68
24	-0.1125	-0.38	61.12
25	-0.1081	-0.36	62.57

atau dibuat dalam bentuk *plot* seperti berikut:



Gambar 4. 5 Plot ACF

Gambar 4.5 menunjukkan bahwa hanya *lag* pertama saja yang mengalami *cut off* atau terpotong, hal ini menandakan bahwa data telah stasioner terhadap rata-rata, sebab tidak terdapat lebih dari tiga *lag* pertama yang melewati garis putus-putus.

Kemudian didapati hasil perhitungan PACF berdasarkan persamaan (2.20) adalah sebagai berikut:

$$\phi_{11} = \rho_1 = 0,55595917$$

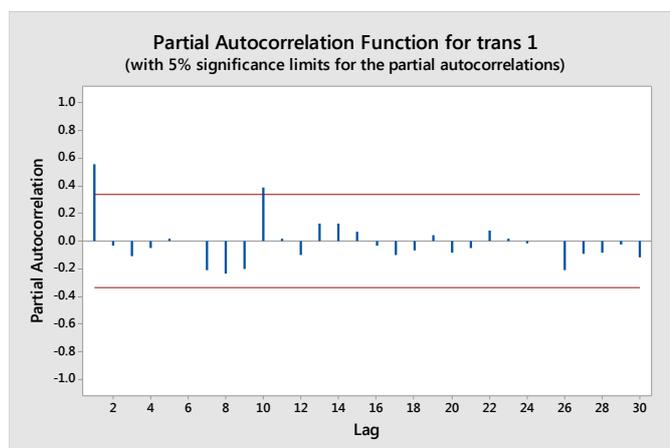
$$\begin{aligned} \phi_{22} &= \frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & \rho_2 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 \end{vmatrix}} \\ &= \frac{\rho_2 - \rho_1^2}{1 - \rho_1^2} \\ &= \frac{0,286614 - (0,55595917)^2}{1 - (0,55595917)^2} \\ &= -0,03253 \end{aligned}$$

untuk nilai *lag* PACF selanjutnya dapat dilihat pada Tabel 4.2

Tabel 4. 2 Nilai Koefisien PACF

Lag	PACF	T
1	0.555958	3.34
2	-0.03253	-0.2
3	-0.11202	-0.67
4	-0.05458	-0.33
5	0.01694	0.1
6	-0.00598	-0.04
7	-0.20984	-1.26
8	-0.23477	-1.41
9	-0.20183	-1.21
10	0.385436	2.31
11	0.012704	0.08
12	-0.1013	-0.61
13	0.12824	0.77
14	0.123749	0.74
15	0.067445	0.4
16	-0.03472	-0.21
17	-0.09827	-0.59
18	-0.06768	-0.41
19	0.039497	0.24
20	-0.08423	-0.51
21	-0.04938	-0.3
22	0.072823	0.44
23	0.021032	0.13
24	-0.02004	-0.12
25	0.00732	0.04

atau dibuat dalam bentuk *plot* seperti berikut:



Gambar 4. 6 Plot PACF

Gambar 4.6 diketahui bahwa tidak lebih dari tiga *lag* yang mengalami *cut off*, sehingga tidak diperlukan proses *differencing* untuk mencapai stasioner. Dengan begitu dapat dikatakan bahwa data luas area sebaran penyakit tungro pada tanaman padi telah stasioner terhadap rata-rata. Dugaan model sementara yaitu ARMA(1,1), ARMA(1,0), dan ARMA(0,1). Kemudian ketiga model tersebut dilakukan uji signifikansi parameter, berikut merupakan tabel hasil uji signifikansi pada setiap model, yaitu:

Tabel 4. 3 Uji Signifikansi Parameter

Model	Parameter	Koefisien	SE Koef	t hitung	p-value
ARMA(1,1)	AR(1)	0,537	0,264	2,04	0,050
	MA(1)	-0,036	0,311	-0,11	0,909
ARMA(1,0)	AR(1)	0,562	0,143	3,93	0,000
ARIMA(0,1)	MA(1)	-0,462	0,152	-3,03	0,005

Tabel 4.3 menunjukkan bahwa AR(1) dan MA(1) dari model ARMA(1,1) tidak signifikan hal ini dikarenakan *p-value* yang dihasilkan lebih besar dari taraf signifikan ($\alpha = 0,05$), yaitu 0,050 dan 0,909. Sehingga model yang tersisa yaitu

model ARMA(1,0) dan ARMA(0,1) dengan $p\text{-value} \leq \alpha$ (0,05) yaitu 0,000 dan 0,005 sehingga kedua model tersebut berpotensi untuk dijadikan model peramalan data luas area sebaran penyakit tungro pada tanaman padi dengan variabel *exogen* yaitu data suhu udara.

Tahapan selanjutnya yaitu melakukan uji diagnostik yang meliputi uji asumsi *white noise* dengan melakukan uji independensi residual. Kemudian diamati apakah residual tersebut berdistribusi normal atau tidak, pengujian ini dapat dilakukan dengan menggunakan uji *Jarque-Bera*.

Berikut merupakan perhitungan *Ljung-Box* dengan taraf signifikan $\alpha = 5\%$

Tabel 4. 4 Uji Diagnostik ARMA(1,0)

<i>Lag</i>	12	24
χ^2 hitung	12,63	20,10
df	10	22
<i>p-value</i>	0,245	0,577
χ^2 tabel	18,31	33,92

Tabel 4.4 hasil *p-value* dari *lag* 12 dan *lag* 24 lebih besar dari α yaitu 0,245 dan 0,577 serta χ^2 hitung yang dihasilkan kurang dari χ^2 tabel sehingga mengartikan bahwa model ARMA(1,0) memenuhi asumsi residual *white noise*.

Tabel 4. 5 Uji Diagnostik ARMA(0,1)

<i>Lag</i>	12	24
χ^2 hitung	15,25	27,73
df	10	22

Lanjutan Tabel 4.5 Uji Diagnostik ARMA(0,1)

<i>Lag</i>	12	24
<i>p-value</i>	0,123	0,185
χ^2 tabel	18,31	33,92

Tabel 4.5 hasil *p-value* dari *lag* 12 dan *lag* 24 lebih besar dari α yaitu 0,123 dan 0,185 serta χ^2 hitung yang dihasilkan kurang dari χ^2 tabel sehingga menyimpulkan bahwa model ARMA(0,1) juga memenuhi asumsi residual *white noise*.

Berdasarkan hasil uji diagnostik pada model ARMA(1,0) dan ARMA(0,1) diketahui bahwa keduanya memenuhi asumsi residual *white noise*, maka langkah selanjutnya dipilih model terbaik berdasarkan nilai MS (*Mean Square*) terkecil dengan bantuan minitab.

Tabel 4. 6 Nilai Mean Square

Jumlah Kuadrat Residual	SS	MS	DF
ARMA(1,0)	2245.79	66.0527	34
ARMA(0,1)	2453.5	72.1617	34

Tabel 4.6 nilai MS dari model ARMA(1,0) sebesar 66,0527, sedangkan nilai MS dari model ARMA(0,1) adalah 72,1617, sehingga model yang terpilih yaitu model ARMA(1,0).

Setelah mendapatkan model ARMA(1,0) sebagai model terbaik maka langkah selanjutnya yaitu melakukan uji normalitas residual, dengan hipotesis sebagai berikut:

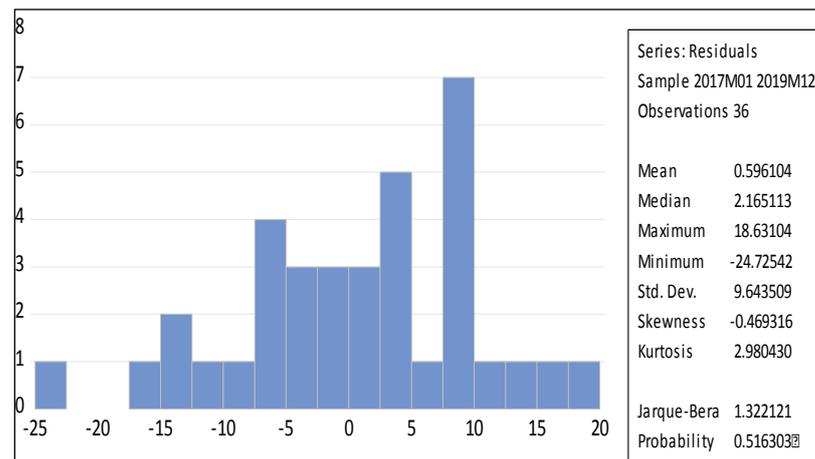
H_0 : residual berdistribusi normal

H_1 : residual tidak berdistribusi normal

dengan kriteria pengambilan keputusan sebagai berikut:

H_0 ditolak jika $p\text{-value} < \alpha$ atau $JB > \chi^2$ dengan $\alpha = 0,05$ dan $\chi^2 = 5,991$

Berikut merupakan gambar hasil uji normalitas residual



Gambar 4. 7 Uji Normalitas Residual

Gambar 4.7 diketahui $p\text{-value}$ yang dihasilkan yaitu $0,516303 > \alpha (0,05)$ dan nilai JB yang dihasilkan yaitu $1,322121 < \chi^2 (5,991)$ sehingga menunjukkan bahwa residual dari model ARMA(1,0) berdistribusi normal. Setelah mendapatkan model ARMA(1,0) sebagai model terbaik maka langkah selanjutnya yaitu melakukan identifikasi model ARMAX.

4.3 Identifikasi Model ARMAX

4.3.1 Estimasi Parameter Model dengan Metode *Maximum Likelihood*

Berdasarkan hasil identifikasi model ARMA, model yang terpilih yaitu model ARMA(1,0) dari model tersebut maka terbentuk model ARMAX(1,0) sebagai model yang digunakan untuk peramalan luas area sebaran penyakit tungro pada tanaman padi dengan variabel *exogen* yaitu suhu udara. Model tersebut diestimasi menggunakan metode *Maximum Likelihood*. Model ditulis berdasarkan pada

persamaan (2.11) dengan memisalkan $i=1$, sehingga persamaan ARMAX(1,0) dapat ditulis dalam bentuk

$$Y_t = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \delta_1 X_{1t} + a_t \quad (4.2)$$

Orde tertinggi dari persamaan (4.2) adalah 1, maka model dapat diestimasi mulai pada data ke-2 yang dapat dijabarkan sebagai berikut:

$$Y_2 = \phi_0 + \phi_1 Y_1 + \delta_1 X_2 + a_2$$

$$Y_3 = \phi_0 + \phi_1 Y_2 + \delta_1 X_3 + a_3$$

⋮

$$Y_{36} = \phi_0 + \phi_1 Y_{35} + \delta_1 X_{36} + a_{36}$$

atau dapat ditulis dalam matriks sebagai berikut:

$$\begin{bmatrix} Y_2 \\ Y_3 \\ \vdots \\ Y_{36} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & Y_1 & X_2 \\ 1 & Y_2 & X_3 \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & Y_{35} & X_{36} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \phi_0 \\ \phi_1 \\ \delta_1 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_2 \\ a_3 \\ \vdots \\ a_{36} \end{bmatrix} \quad (4.3)$$

dengan memisalkan

$$y = \begin{bmatrix} Y_2 \\ Y_3 \\ \vdots \\ Y_{36} \end{bmatrix}$$

$$\beta = \begin{bmatrix} \phi_0 \\ \phi_1 \\ \delta_1 \end{bmatrix}$$

$$X = \begin{bmatrix} 1 & Y_1 & X_2 \\ 1 & Y_2 & X_3 \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & Y_{35} & X_{36} \end{bmatrix}$$

$$a = \begin{bmatrix} a_2 \\ a_3 \\ \vdots \\ a_{36} \end{bmatrix}$$

dapat ditulis dalam bentuk linier, yaitu:

$$y = X\beta + a \quad (4.4)$$

Selanjutnya, menentukan estimator dari persamaan (4.4) kemudian dilanjutkan dengan mengestimasi menggunakan metode *maximum likelihood* yang berdasarkan pada persamaan (2.32) maka diperoleh penaksir nilai estimasi β yaitu:

$$\begin{aligned} \hat{\beta} &= (X^T X)^{-1} X^T y \\ &= \begin{bmatrix} 1 & 54.6421 & 10.8381 \\ 1 & 65.2401 & 10.7397 \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & 49.2076 & 11.4541 \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} 1 & 54.6421 & 10.8381 \\ 1 & 65.2401 & 10.7397 \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & 49.2076 & 11.4541 \end{bmatrix}^{-1} \times \\ &\quad \begin{bmatrix} 1 & 54.6421 & 10.8381 \\ 1 & 65.2401 & 10.7397 \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & 49.2076 & 11.4541 \end{bmatrix}^T \begin{bmatrix} 65.2401 \\ 61.8128 \\ \vdots \\ 47.3114 \end{bmatrix} \\ &= \begin{bmatrix} 90.76934 \\ 0.556667 \\ 4.619480 \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (4.5)$$

Berdasarkan perhitungan tersebut diketahui nilai estimator dengan menggunakan metode *maximum likelihood* yaitu, $\phi_0 = 90.76934$, $\phi_1 = 0.556667$, dan $\delta_1 = 4.619480$. Kemudian dapat dicari nilai *error* dari persamaan (4.4) sebagai berikut:

$$\begin{aligned} a &= y - X\hat{\beta} \\ \begin{bmatrix} a_2 \\ a_3 \\ \vdots \\ a_{36} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} 65,2401 \\ 61,8128 \\ \vdots \\ 47,3114 \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} 1 & 54,6421 & 10,8381 \\ 1 & 65,2401 & 10,7397 \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & 49.2076 & 11.4541 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 90.76934 \\ 0.556667 \\ 4.619480 \end{bmatrix} \\ &= \begin{bmatrix} -106.68644 \\ -115.34011 \\ \vdots \\ -122.79794 \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (4.6)$$

selengkapnya dapat dilihat pada lampiran 4. Setelah mendapati nilai estimator, langkah selanjutnya yaitu melakukan signifikansi parameter untuk mengetahui apakah parameter model signifikan atau tidak.

4.3.2 Uji Signifikansi Parameter

Model ARMAX dapat dikatakan signifikan apabila semua probabilitas variabel $\leq 0,05$. Jika probabilitas yang dihasilkan $\leq 0,05$ maka dapat melanjutkan ke tahap pengujian selanjutnya yaitu uji diagnostik. Uji signifikansi parameter pada model ARMAX dengan taraf signifikansi (α) 5% yaitu,

H_0 = parameter model tidak signifikan

H_1 = parameter model signifikan

Berikut merupakan hasil estimasi parameter dengan aplikasi *Eviews*

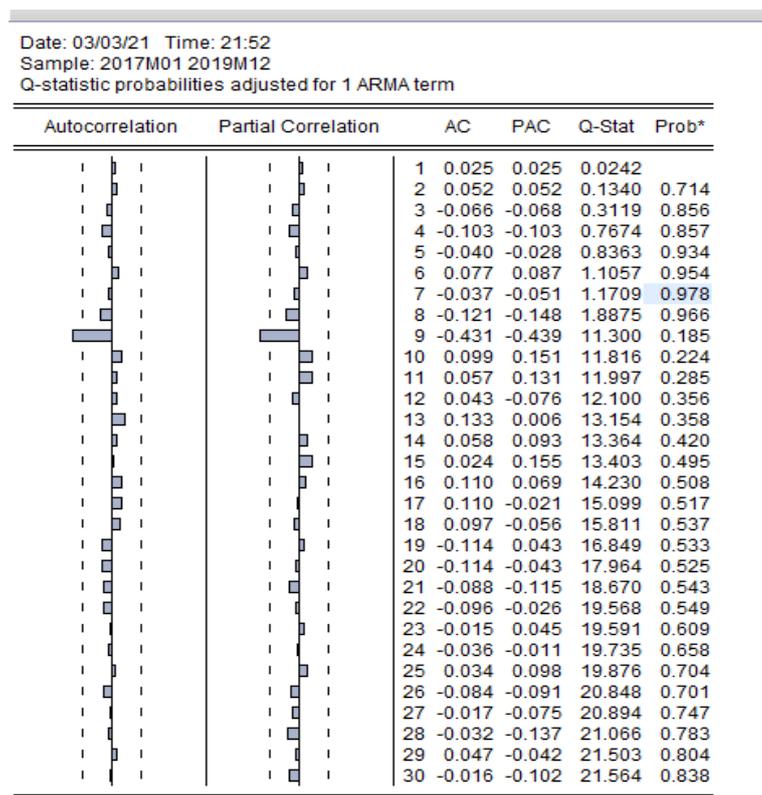
Tabel 4. 7 Estimasi Parameter ARMAX(1,0)

Variabel	<i>Coefficient</i>	<i>Std. Error</i>	<i>t-Statistic</i>	<i>Prob.</i>
Exogenous	4.61948	0.338	13.667	0.0000
AR(1)	0.55667	0.14492	3.84124	0.0005
SigmaSQ	90.7693	23.6319	3.84096	0.0005

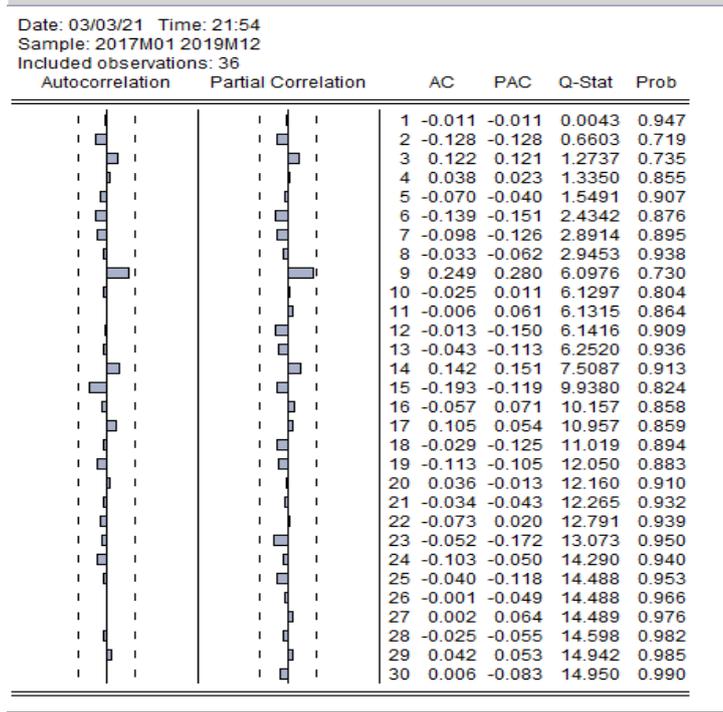
Berdasarkan hasil Tabel 4.7 diketahui parameter estimasi menggunakan metode *Maximum Likelihood* (ML) menghasilkan probabilitas pada tiap variabel $\leq 0,05$ sehingga H_0 ditolak hal ini menandakan bahwa parameter model ARMAX(1,0) signifikan, oleh karena itu dapat dilanjutkan ke tahap selanjutnya yaitu uji diagnostik.

4.3.3 Uji Diagnostik

Uji diagnostik pada ARMAX dilakukan untuk mengetahui kelayakan model, uji ini meliputi uji keacakan sisaan dan homogenitas. Model dikatakan layak jika nilai probabilitas yang dihasilkan dari kedua uji tersebut lebih besar dari 0,05.



Gambar 4. 8 Uji Keacakan ARMAX (1,0)



Gambar 4. 9 Uji Homogenitas ARMAX (1,0)

Gambar 4.8 dan Gambar 4.9 menunjukkan bahwa semua nilai probabilitas dari uji diagnostik pada model ARMAX(1,0) yaitu lebih besar dari 0,05 sehingga menyatakan bahwa sisaan bersifat acak dan model bersifat homogen.

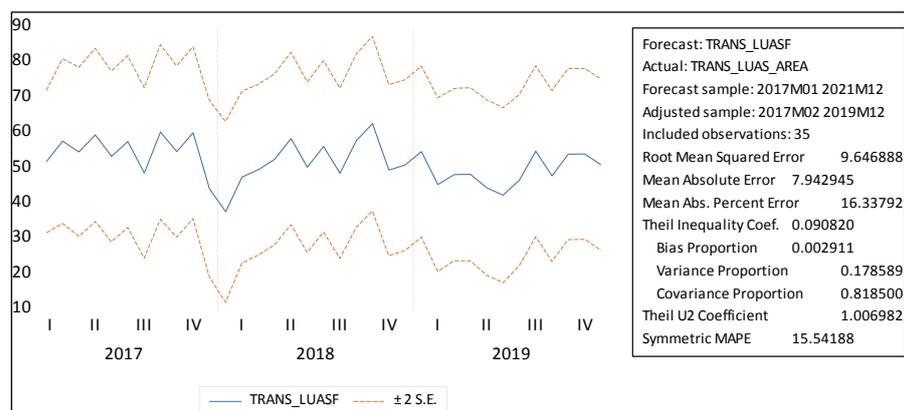
Tabel 4. 8 Hasil Identifikasi Model ARMAX(1,0)

Model	Uji Signifikansi	Uji Diagnostik
ARMAX(1,0)	Lolos	Lolos

Berdasarkan dua uji diatas, diketahui bahwa model ARMAX(1,0) telah lolos uji signifikansi dan uji diagnostik, sehingga dapat disimpulkan bahwa model ARMAX(1,0) sudah tepat dan dapat diterapkan untuk meramalkan luas area sebaran penyakit tungro pada tanaman padi dengan suhu udara sebagai variabel *exogenya*.

4.3.4 Peramalan ARMAX

Berdasarkan hasil semua uji yang telah dilakukan pada model ARMAX(1,0), didapati bahwa model tersebut layak untuk diterapkan pada model peramalan luas area sebaran penyakit tungro pada tanaman padi dengan suhu udara sebagai variabel *exogen*. Selanjutnya untuk mengetahui seberapa baik hasil peramalan ARMAX(1,0) dapat dilihat berdasarkan hasil nilai MAPE yang diperoleh yaitu,



Gambar 4. 10 Nilai MAPE ARMAX(1,0)

Gambar 4.10 menunjukkan hasil nilai MAPE pada model ARMAX (1,0) yaitu sebesar 16,34%, berdasarkan tabel 2.2 nilai MAPE (*Mean Absolute Percentage Error*) yang dihasilkan antara 10-20% mengidentifikasi bahwa hasil peramalan baik. Berikut merupakan perhitungan model peramalan yang terbentuk, yaitu:

$$Y_t = 90.76934 + (0.55667 Z_{t-1}) + (4.619480 X_{1t}) + a_t$$

karena telah dilakukan transformasi dua kali dengan rumus:

$$Y_t = (\ln Z_t)^2$$

maka, pengembalian bentuk dari data transformasi sebagai berikut:

$$Z_t = e^{\sqrt{Y_t}}$$

sehingga persamaan model ARMAX(1,0) yang terbentuk untuk meramalkan periode selanjutnya yaitu,

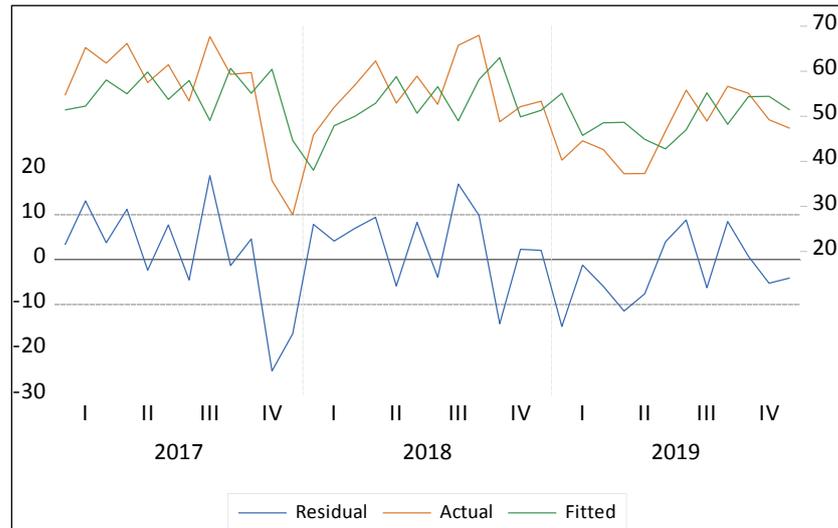
$$Z_t = \exp(\sqrt{90.76934 + (0.55667 Z_{t-1}) + (4.619480 X_{1t})} + a_t)$$

berikut hasil peramalan pada bulan Agustus 2019 sampai Agustus 2020, untuk hasil peramalan selengkapnya dapat dilihat pada Lampiran 6.

Tabel 4. 9 Hasil Peramalan

Tahun	Bulan	Aktual	Hasil Peramalan	Residual
2019	Agustus	1091	1684.319	-593
	September	1857	1036.374	821
	Oktober	1674	1591.94	82
	November	1113	1600.642	-488
	Desember	971	1297.835	-327
2020	Januari	-	1450.238	-
	Februari	-	1473.642	-
	Maret	-	1473.757	-
	April	-	1442.599	-
	Mei	-	1466.138	-
	Juni	-	1442.016	-
	Juli	-	1445.118	-
	Agustus	-	1408.405	-

Berikut perbandingan hasil data aktual, peramalan dan residual yang membentuk grafik seperti berikut:



Gambar 4. 11 Grafik Perbandingan Data Aktual, Peramalan dan Residual

Berdasarkan hasil grafik pada Gambar 4.11 dapat diketahui bahwa ketiga data tersebut memiliki pola data yang sama dan pada grafik tersebut juga menunjukkan bahwa data aktual dengan data peramalan memiliki perbedaan yang tidak jauh berbeda, sehingga diketahui model ARMAX(1,0) dapat diterapkan untuk meramalkan luas area sebaran penyakit tungro pada tanaman padi dengan suhu udara sebagai variabel *exogennya*.

BAB V

PENUTUP

5.1 Kesimpulan

Model yang terbentuk dari peramalan data luas area sebaran penyakit tungro pada tanaman padi dengan variabel *exogen* berupa data suhu udara, yaitu model ARMAX(1,0) dengan parameter estimasi sebesar 90.76934, parameter AR(1) sebesar 0.55667, parameter *exogen* sebesar 4.619480, dan nilai MAPE yang dihasilkan sebesar 16,34%. Sehingga model persamaan yang terbentuk adalah:

$$Z_t = \exp(\sqrt{90.76934 + (0.55667 Z_{t-1}) + (4.619480 X_{1t})} + a_t)$$

Hasil grafik dari data aktual, peramalan dan residual bulan Januari 2017 sampai Desember 2019 memiliki pola yang sama, kemudian pada data aktual dengan data peramalan memiliki hasil perbandingan yang tidak jauh berbeda, maka persamaan dari model ARMAX(1,0) yang terbentuk dapat digunakan untuk peramalan periode selanjutnya.

5.2 Saran

Pada penelitian ini hanya menggunakan data yang minim sehingga peramalan hanya dapat dilakukan dalam rentan waktu yang pendek, maka disarankan untuk mencari data dalam jumlah yang lebih banyak agar mendapatkan hasil peramalan dalam jangka waktu yang lebih panjang. Peneliti juga menyarankan agar dapat melakukan estimasi parameter dengan metode lain.

DAFTAR PUSTAKA

- Andrew, Bruce H., dkk (2013). *Building ARIMA and ARIMAX Models for Predicting Long-term Disability Benefit Application Rates in The Public/Private Sectors*. Southern Maine: Society of Actuaries.
- Aziz, A. (2010). *Ekonometri Teori & Praktik Eksperimen dengan MATLAB*. Malang: UIN-MALIKI Press.
- Bain, L. J., & Engelhardt, M. (1992). *Introduction to Probability and Mathematical Statistics*. California: Brooks/Cole.
- Bogner, M. d. (2008). Error-Correction Methods and Evaluation of an Ensemble Based Hydrological Forecasting System for the Upper Danube Catchment. *Atmospheric Science Letters*, 96.
- Laga, A. P., dkk. (2018). Peramalan Penjualan Pakaian dengan Autoregressive Integrated Moving Average with Exogeneous Input (ARIMAX) (Case Study: Clothing Sales at Toko M~ Al Samarinda 2012 s.d 2016). *Jurnal Ekspansional*, 112.
- Cahyani, N. W, dkk. (2015). Perbandingan Transformasi Box-Cox dan Regresi Kuantil Median dalam Mengatasi Heteroskedastisitas. *E-Jurnal Matematika*, 9.
- Collet, Jerome, dkk. (2009). Simulating Hydraulic Inflows using PCA and ARMAX . *The European Physical Journal Special Topics*, 125-134.
- Ekananda, M. (2014). *Analisis Data Time Series*. Jakarta: Mitra Wacana Media.
- Firdaus, M. (2004). *Ekonometrika Suatu Pendekatan Aplikatif* . Bumi Aksara.
- Ghazaryan, S., Grigoryan, V., & Terharutyunyan, V. (2020). *Comparative Analysis of GDPs of Armenia and Azerbaijan Using ARMAX Models*. Yerevan: American University of Armenia.
- Ginting, R. (2007). *Sistem Produksi*. Yogyakarta: GRAHA ILMU.
- Gujarati, D. N. (2004). *Basic Economics* . Nourth America : Mc Graw Hill.
- Hasbullah, E. S, dkk. (2020). Optimization of the Mean-Variance Investment Portfolio of Some Stocks under Market and the ARMAX-GARCH Model. *International Journal of Advanced Science and Technology*, 3280-3288.
- Hery. (2009). *Akuntansi Keuangan Menengah* . Jakarta: Bumi Aksara.

- Hibino, H., dkk. (1978). Association of Two Types of Virus Particles with Penyakit Habang (Tungro Disease) of Rice in Indonesia. *Phytopatology*, 68 : 1412-1416.
- Kafazi, Ismail E., dkk. (2016). Modelling and Forecasting Energy demand. *International Renewable and Sustainable* , 3.
- Kalshoven, L. (1981). *The Pests of Crops in Indonesia. Laan PA va nder.(penerjemah)*. Jakarta: Ichtiar Baru Van Hoeve. Revisi dari De Plagen van de Culturewassen in Indonesia.
- Kementrian Pertanian Direktorat Jenderal Tanaman Pangan. (2019). *Laporan Serangan OPT dan DPI Direktorat Perlindungan Tanaman Pangan*. <http://tanamanpangan.pertanian.go.id>. [18 Desember 2020].
- Kiritani, K. (1997). The low development threshold temperature and thermal constant in insect mites and nematodes in japan. Dalam: Widiarta, I.N. prosiding seminar nasional padi 2008. *Balai Besar Penelitian Tanaman Padi*, P.325-335.
- Kusmindari, Ch. Desi, dkk. (2009). *Production Planning And Inventory Control* . Yogyakarta: Deepublish.
- Laga, A. P, dkk. (2018). Peramalan Penjualan Pakaian dengan Autoregressive Integrated Moving Average with Exogeneous Input (ARIMAX) (Case Study: Clothing Sales at Toko M~ Al Samarinda 2012 s.d 2016). *Jurnal Eksponensial*, 112.
- Ling, K. C. (1979). *Studies on Rice Diseases*. Manila: International Rice Research Institute and Chines Academy of Agricultural Sciences.
- Makridakis, S., dkk. (2008). *Forecasting Methods and Applications*. John Wiley & Sons.
- Makridakis, S., & Wheewright, S. (1999). *Metode dan Aplikasi Peramalan Edisi kedua*. Jakarta: Erlangga.
- Nabillah, I., & Ranggadara, I. (2020). Mean Absolute Percentage Error untuk Evaluasi Hasil Prediksi Komoditas Laut. *Journal of Information System* , 252.
- Negara, A. (2018). Keberadaan Penyakit Tungro Pada Tanaman Padi Sawah Kabupaten Sigi Sulawesi Tengah. *Seminar Nasional IV PAGI*, 572.
- Pangan, P. P. (2007). Masalah Lapangan Hama Penyakit Hara pada Padi. *Badan Penelitian dan Pengembangan Pertanian*, 1-2.
- Prasetyo, O. Rizky., dkk. (2020). *Luas Panen dan Produksi Padi di Indonesia 2019*. Jakarta: Badan Pusat Statistik.

- Sama, S., dkk. (1982). Pengaruh pergiliran Varietas terhadap Pengendalian Wereng Hijau (*Nephotettix virescens*) Sebagai Penular Penyakit Tungro Pada Tanaman Padi. *Seminar Penelitian dan Pengembangan Tanaman Pangan. Balittan Bogor*, P.11.
- Senoaji, W. D. (2011). Peluang Kejadian Penyakit Tungro Pada Perubahan Iklim: Kajian Pengaruh Peningkatan Suhu Terhadap Perkembangan Serangga Vektor Wereng Hijau *Nephotettix virescens* (Distant). *Peluang Kejadian Penyakit Tungro*, 228-229.
- Shaen, Corbet., & Caroline McMullan. (2018). Stock Market Reaction to Irregular Supermarket Chain Behaviour: An Investigation in Retail Sectors of Ireland and the United Kingdom. *Journal of Retailing and Consumer Service*, 20-29.
- Sugiyono. (2012). *Metode Penelitian Kuantitatif Kualitatif dan R&D*. Bandung: Alfabeta.
- Suhendra, I. (2021). *Dimensi Modal Manusia, Pertumbuhan Ekonomi dan ketimpangan Pendapatan: Sebuah Potret dari Indonesia*. Bandung: Penerbit Media Sains Indonesia.
- Sukarna, A. D. (2006). *Analisis Data Deret Waktu Teori dan Aplikasi*. Makassar: Andira Publisher.
- Wahyuni, N. P, dkk. (2016). Peramalan Curah Hujan Menggunakan Metode Analisis Spektral. *E-Jurnal Matematika*, 183.
- Wardhono, Aditya, dkk. (2019). *Analisis Data Time Series Dalam Model Makroekonomi*. Jember: CV. Pustaka Abadi.
- Wei, W. (2006). *Time Series Analysis: Univariate and Multivariate Methods, Second Edition*. United State of America: Addison-Wesley Publishing Co., USA.
- Widiarta, I. (2007). Integrasi Pengendalian Penyakit Tungro dalam Pengelolaan Tanaman Terpadu pada Padi. *Buletin IPTEK Tanaman Pangan*, 41-53.
- Widiarta, I. (2009). Pengaruh Perubahan Iklim Global Terhadap Pertumbuhan Hama Tanaman Padi dan Musuh Alaminya. *Prosiding Seminar Nasional Padi 2008. BB Padi*, 325-335.
- Widiarti, I., dkk. (2003). *Identifikasi Variasi Virulensi Inokulum Tungro. Kumpulan Makalah Seminar Hasil Penelitian 2002/2003. Buku II Balai Penelitian Tanaman Padi*. (Unpublished).
- Yati, Elvi, dkk. (2013). Transformasi Box-Cox Pada Analisis Regresi Linier Sederhana. *Jurnal Matematika UNAND*, 118-119.

Yuliani, D., & Widiarta, I. N. (2015). Karakteristik Wereng Hijau dan Epidemi Tungro di Kabupaten Garut, Provinsi Jawa Barat. *Pengkajian dan Pengembangan Teknologi Pertanian*, 44.

Lampiran

Lampiran 1. Data luas area sebaran penyakit tungro dan suhu udara

Tahun	Bulan	Luas Area Sebaran Penyakit Tungro (Ha)	Suhu Udara (°C)
2017	Januari	1623	27,5
	Februari	3220	26,9
	Maret	2597	26,5
	April	3411	25,3
	Mei	1962	26,7
	Juni	2535	26,4
	Juli	1494	28,0
	Agustus	3740	25,0
	September	2211	26,5
	Oktober	2270	26,6
	November	394	31,4
	Desember	202	31,8
2018	Januari	872	29,7
	Februari	1356	28,6
	Maret	1889	26,8
	April	2675	26,0
	Mei	1443	28,1
	Juni	2156	26,7
	Juli	1418	28,2
	Agustus	3322	25,4
	September	3803	25,5
	Oktober	1081	28,8
	November	1368	28,4

	Desember	1486	27,8
2019	Januari	570	30,4
	Februari	793	29,9
	Maret	685	30,0
	April	447	31,2
	Mei	449	31,1
	Juni	929	29,0
	Juli	1756	27,0
	Agustus	1091	28,7
	September	1857	26,8
	Oktober	1674	27,4
	November	1113	28,6
	Desember	971	29,5

Lampiran 2. Hasil transformasi luas area sebaran penyakit tungro dan suhu udara

Tahun	Bulan	Transformasi Luas Area	Transformasi Suhu Udara
2017	Januari	546,421	10.98383
	Februari	652,401	10.8381
	Maret	61.8128	10.73968
	April	661,743	10.4381
	Mei	574,825	10.78901
	Juni	614,334	10.71491
	Juli	534,246	11.10359
	Agustus	676,809	10.36116
	September	593,085	10.73968
	Oktober	597,148	10.76438
	November	357,168	11.88048
	Desember	281,777	11.96791
2018	Januari	458,436	11.49988
	Februari	520,172	11.24534
	Maret	569,090	10.81359
	April	622,790	10.61519
	Mei	529,181	11.12736
	Juni	589,211	10.78901
	Juli	526,641	11.15107
	Agustus	657,449	10.4636
	September	679,560	10.48904
	Oktober	487,992	11.29212

	November	521,444	11.19832
	Desember	533,461	11.05586
2019	Januari	402,671	11.65842
	Februari	445,666	11.54544
	Maret	426,333	11.56814
	April	372,412	11.83648
	Mei	372,957	11.8144
	Juni	46.705	11.33868
	Juli	55.8128	10.86254
	Agustus	489,279	11.26876
	September	566,515	10.81359
	Oktober	551,005	10.9597
	November	492,076	11.24534
	Desember	473,114	11.4541

Lampiran 3. Hasil Estimasi Parameter dan Ljung-Box

Final Estimates of Parameters ARMA(1,1)

Type	Coef	SE Coef	T-Value	P-Value
AR 1	0.537	0.264	2.04	0.050
MA 1	-0.036	0.311	-0.11	0.909
Constant	24.39	1.43	17.11	0.00
Mean	52.71	3.08		

Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square Statistic

Lag	12	24	36	48
Chi-Square	12.38	19.71	*	*
DF	9	21	*	*
P-Value	0.193	0.54	*	*

Final Estimates of Parameters ARMA(1,0)

Type	Coef	SE Coef	T-Value	P-Value
AR 1	0.562	0.143	3.93	0.00
Constant	23.1	1.36	17.04	0.00
Mean	52.71	3.09		

Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square Statistic

Lag	12	24	36	48
Chi-Square	12.63	20.1	*	*
DF	10	22	*	*
P-Value	0.245	0.577	*	*

Final Estimates of Parameters ARMA(0,1)

Type	Coef	SE Coef	T-Value	P-Value
MA 1	-0.462	0.152	-3.03	0.005
Constant	52.74	2.07	25.54	0.00
Mean	52.74	2.07		

Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square Statistic

Lag	12	24	36	48
Chi-Square	15.25	27.73	*	*
DF	10	22	*	*
P-Value	0.123	0.185	*	*

Lampiran 4. Nilai *Error* pada model ARMAX

Data	Nilai <i>Error</i>	Data	Nilai <i>Error</i>
1	-	19	-120.744
2	-106.686	20	-105.853
3	-115.34	21	-107.748
4	-108.616	22	-128.253
5	-118.343	23	-117.954
6	-111.174	24	-118.181
7	-121.04	25	-131.271
8	-104.121	26	-254.631
9	-117	27	-126.279
10	-113.682	28	-274.205
11	-138.02	29	-128.883
12	-137.356	30	-237.112
13	-115.897	31	-113.335
14	-117.395	32	-123.09
15	-114.764	33	-113.41
16	-110.123	34	-117.158
17	-121.557	35	-122.863
18	-112.709	36	-122.798

Lampiran 5. Hasil Peramalan dengan data Transformasi dengan program Eviews

2019	Maret	48.5583	2021	Januari	52.99087
	April	48.6633		Februari	53.22421
	Mei	44.8697		Maret	53.22534
	Juni	42.7592		April	52.91401
	Juli	47.0209		Mei	53.14974
	Agustus	55.1918		Juni	52.90813
	September	48.212		Juli	52.93939
	Oktober	54.3568		Agustus	52.56559
	November	54.4373		September	52.73801
	Desember	51.3867		Oktober	52.53776
2020	Januari	52.57408	November	52.76367	
	Februari	52.54133	Desember	52.6642	
	Maret	52.34702			
	April	52.67459			
	Mei	52.60033			
	Juni	52.66546			
	Juli	52.26301			
	Agustus	53.00358			
	September	52.99788			
	Oktober	52.95125			
	November	52.78606			
	Desember	52.73284			

Lampiran 6. Hasil peramalan luas area sebaran penyakit tungro dengan suhu udara

Tahun	Bulan	Data Aktual	Hasil Peramalan	Residual
2019	Maret	685	1062.5	-378
	April	447	1070.529	-624
	Mei	449	811.1747	-362
	Juni	929	691.6327	237
	Juli	1756	950.6804	805
	Agustus	1091	1684.319	-593
	September	1857	1036.374	821
	Oktober	1674	1591.94	82
	November	1113	1600.642	-488
	Desember	971	1297.835	-327
2020	Januari	-	1409.23	-
	Februari	-	1406.05	-
	Maret	-	1387.313	-
	April	-	1419.026	-
	Mei	-	1411.783	-
	Juni	-	1418.134	-
	Juli	-	1379.279	-
	Agustus	-	1451.504	-
	September	-	1450.936	-
	Oktober	-	1446.296	-
	November	-	1429.96	-
	Desember	-	1424.731	-
2021	Januari	-	1450.238	-
	Februari	-	1473.642	-
	Maret	-	1473.757	-
	April	-	1442.599	-
	Mei	-	1466.138	-
	Juni	-	1442.016	-
	Juli	-	1445.118	-
	Agustus	-	1408.405	-
	September	-	1425.238	-
	Oktober	-	1405.704	-
	November	-	1427.758	-
	Desember	-	1418.011	-

RIWAYAT HIDUP



Hilmiyaturobiah lahir di Jakarta pada 30 April 1997. Penulis tinggal di Perumahan Beji Permai Kota Depok Provinsi Jawa Barat. Penulis merupakan anak kedua dari empat bersaudara dari pasangan Bapak Sahrudin Miat dan Alm. Nidzmah Binti H. Ishaq Sarbini. Penulis menempuh pendidikan dasar di SD Negeri 04 Tanah Baru, Kota Depok (2003-2009), SMP Sekar Kemuning *Islamic Boarding School*, Kota Cirebon (2009-2012) dan melanjutkan di Madrasah Aliyah Negeri 11, Jakarta Selatan (2012-2015). Tahun 2016, penulis melanjutkan pendidikan di Universitas Islam Negeri Maulana Malik Ibrahim Malang jurusan matematika Fakultas Sains dan Teknologi.



KEMENTERIAN AGAMA RI
UNIVERSITAS ISLAM NEGERI
MAULANA MALIK IBRAHIM MALANG
FAKULTAS SAINS DAN TEKNOLOGI
Jl. Gajayana No. 50 Dinoyo Malang Telp./Fax.(0341)558933

BUKTI KONSULTASI SKRIPSI

Nama : Hilmiyaturobbiah
NIM : 16610043
Fakultas/Jurusan: Sains dan Teknologi/Matematika
Judul Skripsi : Model *Autoregressive Moving Average Exogeous* (ARMAX)
Untuk Meramalkan Penyakit Tungro Pada Tanaman Padi
Pembimbing I : Dr. Sri Harini, M.Si
Pembimbing II : Juhari, M.Si

NO	Tanggal	Hal	Tanda Tangan
1	29 Januari 2020	Konsultasi Judul dan Topik penelitian	1.
2	29 Mei 2020	Konsultasi Bab I, II dan III	2.
3	24 Agustus 2020	Konsultasi Bab III dan IV	3.
4	2 November 2020	Konsultasi Bab IV	4.
5	9 November 2020	Konsultasi Hasil Program	5.
6	13 November 2020	Konsultasi Bab IV dan Bab V	6.
7	18 November 2020	Konsultasi Bab I, Bab II, III, IV dan Bab V	7.
8	16 November 2020	ACC Kajian Keagamaan	8.
9	26 Februari 2021	ACC Abstrak	9.
10	26 Februari 2021	ACC Keseluruhan	10.

Malang, 26 Maret 2021

Mengetahui,
Ketua Program Studi Matematika

Dr. Usman Pagalay, M.Si
NIP. 19650414 200312 1 001