

VARIASI KALENDER PADA DATA INFLASI KOTA TUAL MALUKU

SKRIPSI

**OLEH
IFTITAHUS SA'ADAH
NIM. 15610006**



**JURUSAN MATEMATIKA
FAKULTAS SAINS DAN TEKNOLOGI
UNIVERSITAS ISLAM NEGERI MAULANA MALIK IBRAHIM
MALANG
2022**

VARIASI KALENDER PADA DATA INFLASI KOTA TUAL MALUKU

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
Iftitahus Sa'adah
NIM. 15610006**

**JURUSAN MATEMATIKA
FAKULTAS SAINS DAN TEKNOLOGI
UNIVERSITAS ISLAM NEGERI MAULANA MALIK IBRAHIM
MALANG
2022**

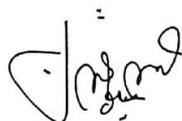
VARIASI KALENDER PADA DATA INFLASI KOTA TUAL MALUKU

SKRIPSI

Oleh
Iftitahus Sa'adah
NIM. 15610006

Telah Diperiksa dan Disetujui untuk Diuji
Tanggal 10 Januari 2022

Pembimbing I,



Ria Dhea Layla N.K., MSi
NIDT. 19900709 20180201 2 228

Pembimbing II,



Mohammad Nafie Jauhari, M.Si
NIDT. 19870218 20160801 1 056

Mengetahui,
Ketua Program Studi Matematika



Dr. Elly Susanti, M.Sc
NIP. 19741129 200012 2 005

VARIASI KALENDER PADA DATA INFLASI KOTA TUAL MALUKU

SKRIPSI

Oleh
Iftitahus Sa'adah
NIM. 15610006

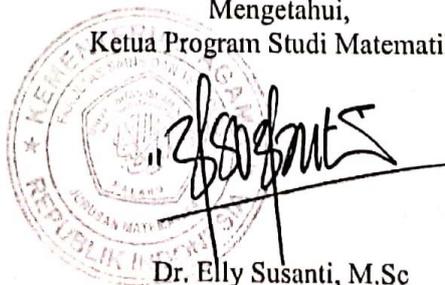
Telah Dipertahankan di Depan Dewan Penguji Skripsi
dan Dinyatakan Diterima Sebagai Salah Satu Persyaratan
untuk Memperoleh Gelar Sarjana Matematika (S.Mat)

Tanggal 28 Januari 2022

Penguji Utama : Abdul Aziz, M.Si
Ketua Penguji : Dr. Sri Harini, M.Si
Sekretaris Penguji : Ria Dhea Layla N.K., M.Si
Anggota Penguji : M. Nafie Jauhari, M.Si



Mengetahui,
Ketua Program Studi Matematika



Dr. Elly Susanti, M.Sc
NIP.19741129 200012 2 005

PERNYATAAN KEASLIAN TULISAN

Saya yang bertanda tangan di bawah ini:

Nama : Ifitahus Sa'adah

NIM : 15610006

Jurusan : Matematika

Fakultas : Sains dan Teknologi

Judul Skripsi : Variasi Kalender pada Data Inflasi Kota Tual Maluku

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 dikemudian hari terbukti atau dapat dibuktikan skripsi ini hasil jiplakan, maka saya bersedia menerima sanksi atas perbuatan tersebut.

Malang, 10 Januari 2022
Yang membuat pernyataan,



Ifitahus Sa'adah
NIM. 15610006

MOTTO

وخير الناس أنفعهم للناس

*“Dan sebaik-baik manusia adalah orang yang paling bermanfaat bagi manusia”
(HR. Thabrani dan Daruquthni)*

PERSEMBAHAN

Skripsi ini penulis persembahkan untuk:

Ibu tercinta Uswatun Hasanah dan Bapak tercinta Mohammad Hosnan yang selalu memberikan doa, semangat dan dukungan terbaik untuk kesuksesan penulis.

Seluruh keluarga besar dan teman teman tanpa terkecuali

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 banyak mendapat bimbingan dan arahan dari berbagai pihak. Untuk itu ucapan terima kasih yang sebesar-besarnya dan penghargaan yang setinggi-tingginya penulis sampaikan terutama kepada:

1. Prof. Dr. H. M. Zainuddin, MA, 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. Elly Susanti, M.Sc, selaku ketua Jurusan Matematika Fakultas Sains dan Teknologi Universitas Islam Negeri Maulana Malik Ibrahim Malang.
4. Ria Dhea Layla N.K., M.Si, selaku dosen pembimbing I yang telah banyak memberikan arahan, nasihat, motivasi, dan berbagi pengalaman yang berharga kepada penulis.
5. Mohammad Nafie Jauhari, M.Si, selaku dosen pembimbing II yang telah banyak memberikan arahan dan berbagi ilmunya kepada penulis.

6. 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.
7. Bapak dan Ibu tercinta, yang selalu memberikan do'a, semangat, serta motivasi kepada penulis sampai saat ini.
8. Seluruh teman-teman di Jurusan Matematika angkatan 2015 (LATTICE MATH) khususnya Matematika-A (AREMALIKI), yang berjuang bersama-sama untuk meraih mimpi, terimakasih kenang-kenangan indah yang dirajut bersama dalam menggapai impian.
9. Semua pihak yang tidak dapat disebutkan satu-persatu, yang telah membantu penulis dalam menyelesaikan skripsi ini baik moril maupun materiil.

Semoga Allah Swt melimpahkan rahmat dan karunia-Nya kepada kita semua. Akhirnya penulis berharap semoga dengan rahmat dan izin-Nya mudah-mudahan skripsi ini bermanfaat bagi penulis dan bagi pembaca. *Amin.*

Wassalamu'alaikum Warahmatullahi Wabarakatuh

Malang, 10 Januari 2022

Penulis

DAFTAR ISI

HALAMAN JUDUL	
HALAMAN PENGAJUAN	
HALAMAN PERSETUJUAN	
HALAMAN PENGESAHAN	
HALAMAN PERNYATAAN KEASLIAN TULISAN	
HALAMAN MOTTO	
HALAMAN PERSEMBAHAN	
KATA PENGANTAR.....	viii
DAFTAR ISI.....	x
DAFTAR TABEL	xiii
DAFTAR GAMBAR.....	xiv
DAFTAR SIMBOL	xv
DAFTAR LAMPIRAN	xvi
ABSTRAK	xvii
ABSTRACT	xviii
مستخلص البحث	xix
BAB I PENDAHULUAN	
1.1 Latar Belakang	1
1.2 Rumusan Masalah	5
1.3 Tujuan Penelitian.....	5
1.4 Manfaat Penelitian.....	5
1.5 Batasan Masalah.....	6
1.6 Sistematika Penulisan.....	6
BAB II KAJIAN PUSTAKA	
2.1 Model Regresi <i>Dummy</i>	8
2.2 Uji Asumsi Klasik	9
2.2.1 Uji Normalitas Residual.....	9
2.2.2 Uji Heterokedastisitas	10
2.2.3 Uji Autokorelasi	10
2.2.4 Uji Korelasi	11
2.3 Analisis <i>Time Series</i>	12
2.4 Stasioneritas	13
2.4.1 <i>Mean Stationarity</i>	13
2.4.2 <i>Variance Stationarity</i>	14
2.5 Fungsi Autokorelasi dan Fungsi Autokorelasi Parsial	15

2.5.1 Fungsi Autokorelasi	15
2.5.2 Fungsi Autokorelasi Parsial	16
2.6 Model ARIMA	16
2.6.1 Model AR (<i>Autoregressive</i>)	16
2.6.2 Model MA (<i>Moving Average</i>).....	17
2.6.3 Model ARMA (<i>Autoregressive Moving Average</i>).....	18
2.6.4 Model ARIMA (<i>Autoregressive Integrated Moving Average</i>) ..	19
2.6.5 Identifikasi Model	20
2.7 Model Variasi Kalender	21
2.8 Estimasi Parameter Model Variasi Kalender	22
2.9 Pemeriksaan Diagnostik	24
2.9.1 Uji <i>White Noise</i>	24
2.9.2 Uji Distribusi Normal.....	25
2.10 Deteksi <i>Outlier</i>	26
2.11 Pemilihan Model Terbaik.....	28
2.12 Inflasi.....	29
2.13 Peramalan dalam Al-Qur'an.....	30
 BAB III METODE PENELITIAN	
3.1 Pendekatan Penelitian	32
3.2 Jenis dan Sumber Data	32
3.3 Variabel Penelitian	32
3.4 Analisis Data	33
3.5 Diagram Alir	34
 BAB IV PEMBAHASAN	
4.1 Deskripsi Data	35
4.2 Uji Asumsi Klasik	37
4.2.1 Uji Normalitas Residual.....	37
4.2.2 Uji Heterokedastisitas	38
4.2.3 Uji Autokorelasi	38
4.2.4 Uji Korelasi	39
4.3 ARIMA Variasi Kalender	40
4.3.1 Stasioneritas dalam <i>Mean</i> dan <i>Varian</i>	40
4.3.2 Identifikasi Model ARIMA Variasi Kalender.....	41
4.3.3 Uji Diagnostik	44
4.4 ARIMA Variasi Kalender dengan Deteksi <i>Outlier</i>	45
4.4.1 Deteksi <i>Outlier</i> Pada Model MA(1).....	45
4.4.2 Uji Diagnostik	46
4.5 Pemilihan Model Terbaik.....	48
4.6 Hasil Peramalan.....	49
4.7 Kajian Agama tentang Peramalan	51
 BAB V PENUTUP	
5.1 Kesimpulan.....	52
5.2 Saran.....	52
DAFTAR PUSTAKA	53

LAMPIRAN.....	56
RIWAYAT HIDUP	

DAFTAR TABEL

Tabel 2.1	Transformasi <i>Box-Cox</i>	14
Tabel 2.2	Karakteristik ACF dan PACF.....	20
Tabel 4.1	Variabel <i>dummy</i>	35
Tabel 4.2	Deskripsi Data.....	35
Tabel 4.3	Uji Asumsi Heterokedastisitas.....	38
Tabel 4.4	Uji Asumsi Autokorelasi.....	39
Tabel 4.5	Uji Korelasi.....	39
Tabel 4.6	Uji ADF.....	40
Tabel 4.7	Uji Signifikansi Parameter.....	43
Tabel 4.8	Uji <i>White Noise</i>	44
Tabel 4.9	Uji Normalitas.....	45
Tabel 4.10	Deteksi <i>Outlier</i>	46
Tabel 4.11	Uji Signifikansi Parameter <i>Outlier</i>	46
Tabel 4.12	Uji <i>White Noise Outlier</i>	47
Tabel 4.13	Uji Normalitas <i>Outlier</i>	48
Tabel 4.14	Model Terbaik.....	48
Tabel 4.15	Hasil Peramalan.....	49

DAFTAR GAMBAR

Gambar 3.1	<i>Flow Chart</i> Penelitian.....	34
Gambar 4.1	Plot Data Inflasi Kota Tual Maluku.....	36
Gambar 4.2	Uji Normalitas Residual.....	37
Gambar 4.3	<i>Box-Cox</i> Plot.....	41
Gambar 4.4	ACF.....	42
Gambar 4.5	PACF.....	42
Gambar 4.6	Plot Data Peramalan.....	50

DAFTAR SIMBOL

- Z_t : nilai pengamatan ke-t
- L_t : Efek variasi liburan (regresi *dummy*)
- N_t : model ARIMA
- $x_{1,t}, \dots, x_{p,t}$: variabel bebas yang menentukan nilai pengamatan ke-t
- β_1, \dots, β_k : koefisien regresi (*slope*)
- $\phi_p(B)$: Operator proses AR(p) *non* musiman
- $\theta_q(B)$: Operator proses MA(q) *non* musiman
- $\phi(B)$: $1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$
- $\theta(B)$: $1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q$
- e_t : galat (*error/sisaan*)

DAFTAR LAMPIRAN

Lampiran 1	Data Bulanan Inflasi Kota Tual Maluku.....	56
Lampiran 2	Uji Asumsi Klasik dan Stasioneritas.....	58
Lampiran 3	Pemilihan Model ARIMA Variasi Kalender.....	59
Lampiran 4	Model ARIMA Tanpa Deteksi <i>Outlier</i>	61
Lampiran 5	Model ARIMA dengan Deteksi <i>Outlier</i>	62
Lampiran 6	Residual Pada Data Sebelumnya.....	63
Lampiran 7	Tabel Uji.....	64

ABSTRAK

Sa'adah, Iftitahus. 2022. **Variasi Kalender pada Data Inflasi Kota Tual Maluku**. Skripsi. Jurusan Matematika, Fakultas Sains dan Teknologi, Universitas Islam Negeri Maulana Malik Ibrahim Malang. Pembimbing: (I) Ria Dhea Layla N.K., M.Si. (II) Muhammad Nafie Jauhari, M.Si.

Kata Kunci: Variasi Kalender, ARIMA, regresi *dummy*, *Outlier*, Inflasi Kota Tual Maluku.

Model variasi kalender merupakan teknik pemodelan yang mengkombinasikan model ARIMA dan model regresi. Model variasi kalender dapat digunakan untuk meramalkan aktivitas ekonomi yang bergantung pada jumlah hari yang berbeda-beda akibat pengaruh penanggalan kalender yang berbeda-beda setiap tahunnya. Variabel yang digunakan dalam penelitian ini adalah data inflasi Kota Tual Maluku, dan menggunakan satu variabel eksogen yaitu variabel *dummy* bulan pada saat terjadinya hari raya idul fitri. Penelitian ini bertujuan mendapatkan model variasi kalender dan mendapatkan hasil peramalan inflasi Kota Tual Maluku dengan model variasi kalender. Hasil pemodelan variasi kalender didapatkan dengan cara penambahan deteksi outlier. Hasil yang diperoleh ialah model variasi kalender MA(1), dengan 1 variabel *dummy* dan penambahan 4 *outlier*, dengan $\beta_0 = 0,16061$, $\beta_1 = 1,2792$, $\theta_1 = 0,70593$, $\omega_{A015} = -3,22352$, $\omega_{A06} = 4,81917$, $\omega_{A027} = -2,324921$, dan $\omega_{A026} = 2,626721$. Rata-rata nilai inflasi pada bulan selain hari raya idul fitri adalah 0,16061, apabila saat bulan terjadinya hari raya idul fitri maka inflasi akan mengalami peningkatan sebesar 1,2792, dan apabila terjadi peningkatan nilai residual sebesar 1 maka akan terjadi peningkatan nilai inflasi pada periode t sebesar 0,70593. Deteksi *outlier* yang diperoleh ialah pada data ke-15, 6, 27 dan 26, yang berarti inflasi akan menurun pada data ke-15 sebesar -3,22353, pada data ke-6 inflasi akan meningkat sebesar 4,81917, pada data ke-27 inflasi akan menurun sebesar -2,324921 dan pada data ke-26 inflasi akan meningkat sebesar 2,626721.

ABSTRACT

Sa'adah, Iftitahus. 2022. **Calendar Variation on Inflation Data in the City of Tual Maluku**. Thesis. Department of Mathematics, Faculty of Science and Technology, Maulana Malik Ibrahim State Islamic University of Malang. Advisors: (I) Ria Dhea Layla N.K., M.Si. (II) Muhammad Nafie Jauhari, M.Si.

Keyword: Calendar variation, ARIMA, dummy regression, outliers, Tual Maluku City Inflation.

Calendar variation model is a modeling technique that combines the ARIMA model and the regression model. Calendar variation model used to forecast economic activity depending on the number of days that vary due to the effect of different calendar calendars each year. The variable used in this study is inflation data in Tual City Maluku, and uses one exogenous variable, namely the month dummy variable at the time of Eid al-Fitr. The aims to obtain a calendar variation model and obtain the results of inflation forecasting in Tual City Maluku with a calendar variation model. The results of the calendar variation modeling are obtained by adding outlier detection. The results obtained is that the ARIMA calendar variation model is (1), with one dummy variable and the addition of four outliers, with $\beta_0 = 0,16061$, $\beta_1 = 1,2792$, $\theta_1 = 0,70593$, $\omega_{AO15} = 3,22352$, $\omega_{AO6} = 4,81917$, $\omega_{AO27} = 2,324921$, and $\omega_{AO26} = 2,626721$. The average value of inflation in months other than Eid al-Fitr is 0.16061, if during the month of Eid al-Fitr, inflation will increase by 1.2792, and if there is an increase in the residual value of 1, there will be an increase in the value of inflation in period t is 0.70593. Outlier detection obtained is on the 15th, 6th, 27th and 26th data, which means that inflation will decrease on the 15th data by -3.22353, on the 6th data inflation will increase by 4.81917, on the 27th data inflation will decrease by -2.324921 and in the 26th data inflation will increase by 2.626721.

مستخلص البحث

السعادة، افتتاح. ٢٠٢٢. اختلافات التقويم في بيانات التضخم في مدينة توال ملوكو. البحث الجامعي. قسم الرياضيات، كلية العلوم والتكنولوجيا، جامعة مولانا مالك إبراهيم الإسلامية الحكومية مالانج. المشرفة: (١) ريا ديا ليلا ن.ك.، الماجستير. المشرف (٢) مُجَّد نافع جوهرى، الماجستير.

الكلمات الرئيسية: اختلافات التقويم و ARIMA و تراجع dummy و الخارج و التضخم و مدينة توال ملوكو.

نموذج اختلاف التقويم طريقة النمجة الجامعة بين ARIMA و التراجع . نموذج اختلاف التقويم مستعمل في تنبؤ النشاط الاقتصادي المعتمد على عدد مختلف من الايام بسبب تأثير اختلاف التقويم في كل عام . العوامل المتغيرة التي نبحث عنها بيانات التضخم في مدينة توال ملوكو مصحوبة بالعوامل الخارجية وهو dummy في يوم عيد الفطر . الغرض من هذا البحث تحصيل نموذج اختلاف التقويم ونتيجة تنبؤ التضخم في مدينة توال ملوكو . يتم الحصول على نتائج نمذجة اختلاف التقويم عن طريق إضافة كشف المخطط التفصيلي . في تحليل السلاسل الزمنية عديد من الافتراضات التي ينبغي أن تتحقق و خاصة الافتراض بأن المخلفات يتم توزيعها بشكل طبيعي . النتائج التي تم الحصول عليها هي اختلافات التقويم MA (1) مصحوبة بأحد عامل متغير من واحد dummy و اربعة عوامل متغير خارجي ، مع $\beta_0 = 0,16061$ ، $\beta_1 = 1,2792$ ، $\theta_1 = 0,70593$ ، $\omega_{A026} = 2,6267$ ، $\omega_{A015} = -3,22352$ ، $\omega_{A06} = 4,81917$ و $\omega_{A027} = -2,324921$. متوسط قيمة التضخم في غير شهر عيد الفطر هو 0,16061 وإذا كان شهر العيد يرتفع التضخم إلى 1,2792 وإذا كانت هناك زيادة في القيمة المتبقية بمقدار 1 ، فستكون هناك زيادة في قيمة التضخم في فترة t بمقدار 0,70593 . تم الحصول على الكشف الخارجى على البيانات الخامسة عشرة والسادسة والسابعة والعشرين والسادسة والعشرين مما يعني أن التضخم ينخفض في البيانات الخامسة عشرة بمقدار - 3,22353 ويرتفع في البيانات السادسة بمقدار 4,81917 و ينخفض في البيانات السابعة والعشرون بمقدار - 2,324921 ويرتفع في البيانات السادسة بمقدار 2,626721 .

BAB I

PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang

Menurut para ekonom, inflasi yaitu kenaikan dari jumlah uang secara menyeluruh yang harus dibayarkan untuk barang dan jasa. Sedangkan apabila yang terjadi ialah penurunan dari jumlah uang secara menyeluruh yang harus dibayarkan untuk barang dan jasa maka disebut sebagai deflasi (Karim, dkk, 2007). Negara dengan inflasi yang tinggi cenderung mempunyai tingkat bunga nominal yang tinggi, sedangkan negara dengan inflasi yang rendah cenderung mempunyai tingkat bunga nominal yang rendah (Mankiw, 2003).

Inflasi di Indonesia sangat sensitif dan sangat mudah naik (Harjunata, 2016). Salah satu inflasi yang tinggi di Indonesia terjadi pada tahun 1960-an dengan rata-rata sebesar 294%. Inflasi yang tinggi pada periode tersebut disebabkan kebijakan defisit anggaran pemerintah, sehingga meningkatkan jumlah uang beredar dan pada gilirannya mendorong laju inflasi (Utari, 2015). Inflasi nasional yang mengalami peningkatan cukup tajam tanpa diimbangi kenaikan pendapatan nominal masyarakat akan membuat pendapatan riil rakyat semakin turun. Pendapatan per kapita penduduk menurun sangat cepat, sehingga akan menyebabkan Indonesia kembali menduduki kelompok negara miskin. Hal tersebut mengakibatkan masyarakat mengalami beban hidup yang semakin berat (Adwin, 1999).

Penduduk di Indonesia mayoritas beragama Islam, dan hari raya Idul Fitri diduga berpengaruh pada pergerakan ekonomi, khususnya inflasi (Stephani,

2015). Misal inflasi yang terjadi di Kota Tual Maluku yang akhir-akhir ini sering menduduki inflasi tertinggi di Indonesia terutama menjelang hari raya Idul Fitri. BPS Indonesia (2019) mencatat bahwa Kota Tual Maluku menduduki inflasi tertinggi di Indonesia pada tahun 2017 yaitu satu bulan sebelum terjadinya hari raya Idul Fitri dan pada bulan terjadinya hari raya Idul Fitri. Tahun 2018 Kota Tual Maluku menduduki inflasi tertinggi di Indonesia pada satu bulan sebelumnya Idul Fitri. Tahun 2019 Kota Tual Maluku kembali menduduki inflasi tertinggi di Indonesia yaitu pada satu bulan sebelum terjadinya Idul Fitri. Sehingga, perlu dilakukan analisis peramalan terhadap inflasi pada periode yang akan datang agar dapat dilakukan antisipasi untuk mengatasi keadaan perekonomian karena tingkat inflasi (Rukini, 2014). Inflasi yang meningkat di Kota Tual Maluku menjelang hari raya Idul Fitri menyebabkan pencilan secara berulang karena adanya aktivitas tertentu. Pencilan sudah dijelaskan di dalam Al-Qur'an surah Al-Jinn ayat 14 yang artinya adalah:

Dan sesungguhnya di antara kami ada orang-orang yang taat dan ada pula orang-orang yang menyimpang dari kebenaran. Barangsiapa yang taat, maka mereka itu benar-benar telah memilih jalan yang lurus (Qs. Al-Jinn/72).

M. Quraish Shihab (2002) dalam tafsir Al-Mishbah mengemukakan maksud dari ayat yang telah dipaparkan adalah di antara kami terdapat orang-orang yang taat dan ada pula orang-orang yang menyimpang dari kebenaran atau melewati batas disebabkan kekafiran mereka. Barang siapa yang taat, maka mereka itu benar-benar telah memilih jalan petunjuk atau menuju ke jalan hidayah. Sama halnya dengan suatu pengamatan, ada kalanya dalam suatu pengamatan akan terjadi pencilan (*outlier*).

Menurut Suryaningtyas (2011) model deret waktu yang bisa dipakai untuk memprediksi data dengan bentuk pola musiman dan panjang periode yang bervariasi adalah model variasi kalender. Sedangkan menurut Triyani dan Reorita (2012) metode variasi kalender merupakan teknik pemodelan yang mengkombinasikan model ARIMA dan model regresi. Aktivitas ekonomi banyak yang bergantung pada jumlah hari yang berbeda-beda setiap bulannya. Setiap tahun dan setiap bulan jumlah hari berbeda-beda, oleh karena itu *time series* dapat dipengaruhi efek variasi kalender. Ada 2 macam efek variasi kalender yaitu efek variasi hari perdagangan dan efek variasi kalender liburan. Efek variasi hari perdagangan atau *trading day variation* yaitu efek variasi yang terjadi karena banyaknya jumlah hari perdagangan setiap bulan. Sedangkan efek variasi kalender liburan adalah efek variasi yang disebabkan karena beberapa hari libur yang waktunya beragam mengikuti sistem kalender bulan atau bisa disebut juga dengan *holiday variation* (Bell dan Hilmer, 1983).

Penelitian sebelumnya telah dilakukan Stephani (2015) menggunakan pendekatan *time series* klasik dan ANFIS. *Time series* klasik terdiri dari model ARIMA, fungsi transfer, variasi kalender, intervensi dan ARIMAX, sedangkan ANFIS (*Adaptive Neuro Fuzzy Inference System*) digunakan sebagai metode peramalan modern. Penelitian ini dilakukan dengan cara menganalisis variasi kalender yang melibatkan variabel *dummy* satu bulan sebelum hari raya Idul Fitri, ketika hari raya Idul Fitri, dan setelah hari raya Idul Fitri. Data yang digunakan adalah data inflasi umum dan 7 kelompok inflasi tahun 2001 sampai 2014. Hasil yang didapat yaitu data inflasi umum dan 6 kelompok inflasi dapat terbentuk model variasi kalender, sedangkan 1 kelompok inflasi yaitu kelompok inflasi

transportasi tidak terdapat parameter yang signifikan sehingga tidak dapat terbentuk model variasi kalender karena tidak terdapat pengaruh *trend*, bulan maupun hari raya Idul Fitri pada kelompok inflasi tersebut. Pada penelitian ini disarankan untuk penelitian selanjutnya dilengkapi menggunakan deteksi *outlier* agar model yang dihasilkan dapat memenuhi asumsi kenormalan.

Penelitian analisis data inflasi Indonesia menggunakan model *autoregressive integrated moving average* (ARIMA) dengan penambahan *outlier* pernah dilakukan oleh Suparti (2015). Hasil yang didapatkan adalah model ARIMA dengan penambahan *outlier* lebih baik dari pada model ARIMA tanpa *outlier*. Pada penelitian oleh Liu (1986) yang menggunakan metode variasi kalender mengusulkan bahwa metode ARIMA adalah metode yang tepat dan mudah digunakan ketika efek dari variasi kalender seperti efek hari perdagangan dan efek liburan disajikan pada data bulanan *time series* karena model ARIMA memiliki fleksibilitas yang lebih besar dalam aplikasi dan secara teori lebih teliti.

Berdasarkan uraian di atas, maka pada penelitian ini memodelkan deret waktu dalam bidang perekonomian yaitu inflasi umum di Kota Tual Maluku menggunakan model variasi kalender. Penelitian yang dilakukan menganalisis dengan variasi kalender dan melibatkan variabel *dummy* bulan pada saat terjadinya hari raya Idul Fitri. Penelitian ini juga dilengkapi dengan deteksi *outlier*. Maka pada penelitian ini penulis menyusun sebuah penelitian dengan judul “Variasi Kalender pada Data Inflasi Kota Tual Maluku”.

1.2 Rumusan Masalah

Berdasarkan uraian latar belakang yang telah dipaparkan, maka rumusan masalah dalam penelitian ini adalah sebagai berikut:

1. Bagaimana model variasi kalender pada inflasi Kota Tual Maluku?
2. Bagaimana hasil peramalan inflasi Kota Tual Maluku dengan model variasi kalender bulan Januari 2022 sampai bulan Desember 2022?

1.3 Tujuan Penelitian

Berdasarkan uraian latar belakang yang telah dipaparkan, maka tujuan penelitian dalam penelitian ini adalah sebagai berikut:

1. Mendapatkan model variasi kalender pada inflasi Kota Tual Maluku.
2. Mendapatkan hasil peramalan inflasi Kota Tual Maluku dengan model variasi kalender bulan Januari 2022 sampai bulan Desember 2022.

1.4 Manfaat Penelitian

Manfaat yang diperoleh dari penelitian ini adalah sebagai berikut:

1. Bagi peneliti dapat mengetahui gambaran penerapan dari model variasi kalender dan menerapkan ilmu yang diperoleh selama kuliah dalam meramalkan tingkat inflasi di Kota Tual Maluku.
2. Bagi pembaca, dapat digunakan untuk menambah pengetahuan dan memperluas pemahaman tentang penerapan pemodelan deret waktu dengan model variasi kalender.
3. Bagi instansi BPS Kota Tual Maluku, dapat mengetahui tinggi rendahnya inflasi Kota Tual Maluku untuk masa yang akan datang, sehingga dapat dijadikan acuan untuk mengambil langkah yang tepat dalam mengambil suatu keputusan.

4. Bagi pemerintah Kota Tual Maluku, dapat mengetahui efek dari faktor-faktor yang berpengaruh terhadap inflasi sebagai dasar antisipasi di masa yang akan datang.
5. Bagi jurusan matematika, dapat mengembangkan ilmu statistik dan meningkatkannya dalam aplikasi pada bidang lainnya.

1.5 Batasan Masalah

Penulis memberikan batasan masalah dalam penelitian ini yang bertujuan untuk memfokuskan pada permasalahan yang dibahas, di antaranya adalah sebagai berikut:

1. Data yang digunakan adalah data bulanan inflasi umum Kota Tual Maluku bulan Januari 2022 hingga bulan Desember 2022.
2. Menggunakan variabel eksogen yaitu variabel *dummy* bulan pada saat terjadinya hari raya idul fitri (X_t).

1.6 Sistematika Penulisan

Sistematika penulisan yang digunakan oleh penulis dalam skripsi ini terdiri dari 5 bab, yaitu:

- BAB I** : Pendahuluan yang berisi latar belakang, rumusan masalah, tujuan penelitian, manfaat penelitian, batasan masalah dan sistematika penulisan.
- BAB II** : Kajian pustaka yang berisi teori yang telah dipelajari oleh peneliti sebagai referensi dalam mengkaji teori tentang penelitiannya.
- BAB III** : Metode penelitian yang berisi pendekatan penelitian, identifikasi variabel, jenis dan sumber data, metode analisis, dan langkah-langkah penelitian.

BAB IV : Hasil dan pembahasan yang berisi hasil dari penelitian yang telah didapat oleh peneliti.

BAB V : Penutup yang berisi kesimpulan yang telah dicapai oleh peneliti serta kritik dan saran yang diberikan kepada pihak-pihak yang terkait.

BAB II

KAJIAN PUSTAKA

2.1 Model Regresi *Dummy*

Peubah boneka (regresi *dummy*) adalah peubah yang sifatnya klasifikasi. Regresi *dummy* urutan nilainya tidak jelas (bersifat kualitatif). Semua peubah dalam regresi harus bersifat kuantitatif, maka peubah kualitatif harus dijadikan kuantitatif agar regresi dapat digunakan (Sembiring, 1995). Peubah boneka (regresi *dummy*) digunakan untuk menentukan hubungan antara variabel independen kualitatif dengan variabel dependen kuantitatif (Arsyad, 2001)

Salah satu cara untuk merubah variabel kualitatif menjadi kuantitatif adalah dengan memasukkan variabel-variabel boneka (*dummy*) yang masing-masing hanya mempunyai dua nilai, yaitu 0 atau 1 (Makridakis, 1999). Contoh: 0 jika murid ke-*i* wanita, dan 1 bila murid ke-*i* pria. Jadi peubah boneka bersifat biner nilainya 0 atau 1, tergantung pada apakah pengamatan berasal dari populasi dengan sifat tertentu atau bukan, dalam hal ini pria atau bukan (Sembiring, 1995). Modelnya dapat berbentuk:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{i1} + \beta_2 x_{i2} + \dots + \beta_k x_{ik} + \varepsilon_i \quad (2.1)$$

dimana:

- Y_i : Nilai pengamatan ke-*i*
- x_{i1}, \dots, x_{ik} : Variabel bebas yang menentukan nilai pengamatan ke-*i*
- β_0 : Konstanta regresi (*intercept*)
- β_1, \dots, β_k : Koefisien regresi (*slope*) ke-1,2,...,k
- ε_i : Galat (*error/sisaan*) pada pengamatan ke-*i*

i : 1,2,3,...,n
 n : Banyaknya pengamatan

2.2 Uji Asumsi Klasik

Berikut ini akan diuraikan secara singkat mengenai asumsi klasik yang harus terpenuhi sebelum analisis regresi dilakukan. Uji asumsi klasik digunakan untuk mengetahui seberapa kuat persamaan regresi yang akan digunakan dalam proses analisis (Dayuh, 2011)

2.2.1 Uji Normalitas Residual

Uji normalitas berfungsi untuk menguji apakah dalam sebuah model regresi, variabel pengganggu memiliki distribusi normal (Ghozali, 2011). Pemeriksaan normalitas *error* dapat dilihat dari pengujian hipotesis standar residual melalui uji *Kolmogorov-Smirnov*. Apabila p-value pengujian *Kolmogorov-Smirnov* lebih besar dari tingkat kepercayaan (α) maka *error* berdistribusi normal atau terima H_0 . (Yamin, 2011). Hipotesis yang digunakan sebagai berikut:

Hipotesis:

$H_0: F_n = F_0(x)$ untuk semua x (Residual berdistribusi normal)

$H_1: F_n \neq F_0(x)$ untuk beberapa x (Residual tidak berdistribusi normal)

Statistik uji:

$$KS = \sup |F_n(x) - F_0(x)| \quad (2.2)$$

dimana:

$F_0(x)$: distribusi frekuensi kumulatif teoritis

$F_n(x)$: distribusi frekuensi kumulatif sampel

Keputusan:

Tolak H_0 jika $KS > KS_\alpha$ atau $p - value < \alpha$, $\alpha = 0,05$.

2.2.2 Uji Heterokedastisitas

Uji heteroskedastisitas digunakan untuk menguji apakah dalam sebuah regresi terjadi ketidaksamaan varian dari residual dari suatu pengamatan ke pengamatan lain (Ghozali, 2011). Salah satu uji heterokedastisitas yang dapat digunakan adalah uji glejser. Uji ini meregresikan antara harga mutlak residual unstandardized dan nilai variabel independen atau variabel independen yang telah ditransformasi. Hasil dari uji glejser menunjukkan tidak ada heteroskedastisitas apabila $P-value$ di atas tingkat kepercayaan 5%. (Yamin, 2011). Hipotesis yang digunakan sebagai berikut:

H_0 : $\beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$ (Tidak ada heteroskedastisitas)

H_1 : Minimal terdapat satu $\beta_i \neq 0, i = 1, 2, \dots, k$ (Ada heteroskedastisitas)

Statistik Uji:

$$F = \frac{\frac{\sum_{i=1}^n (|\hat{e}_i| - |\bar{e}|)^2}{(k)}}{\frac{\sum_{i=1}^n (|\hat{e}_i| - |\bar{e}|)^2}{(n-p)}} = \frac{MSR}{MSE} \quad (2.3)$$

Keputusan:

Tolak H_0 jika $F_{hitung} > F_{\alpha(k,n-p)}$ atau $p - value < \alpha$.

2.2.3 Uji Autokorelasi

Menurut Kuncoro (2007) Autokorelasi merupakan adanya korelasi antara residual dengan residual lainnya yang berlainan waktu. Salah satu metode untuk menguji adanya autokorelasi yaitu uji Lagrange Multiplier (LM). Uji ini bisa digunakan untuk sampel besar di atas 100 observasi. Berikut ini hipotesa menggunakan uji *Lagrange Multiplier*

Hipotesis:

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_n = 0 \text{ (Tidak ada autokorelasi residual)}$$

$$H_1: \rho_j \neq 0, j = 1, 2, \dots, n \text{ (Ada autokorelasi residual)}$$

Statistik Uji:

$$\chi^2 = (n - 1) \times R^2 \quad (2.4)$$

dimana:

χ^2 : Uji Chi-Square

R^2 : Koefisien Determinasi

Keputusan:

Tolak H_0 jika $\chi^2 < \alpha$.

2.2.4 Uji Korelasi

Uji korelasi merupakan salah satu metode untuk mengetahui seberapa besar hubungan (korelasi) diantara variabel yang sedang diteliti (Usman & Akbar, 2000). Analisis korelasi dapat dilakukan dengan melihat angka indeks korelasi. Angka indeks tersebut diperoleh dari perhitungan berdasarkan rumus-rumus yang disesuaikan pada jenis variabel yang diteliti (Supranto, 1994). Salah satu uji korelasi yaitu *Pearson*. Rumus untuk koefisien korelasi pearson sebagai berikut:

$$r_{xy} = \frac{n \sum xy - (\sum x)(\sum y)}{\sqrt{(n \sum x^2 - (\sum x)^2)(n \sum y^2 - (\sum y)^2)}} \quad (2.5)$$

dimana:

r_{xy} : Koefisien korelasi *product momen*

n : Jumlah sampel

x : total nilai variabel x

y : total nilai variabel y

Pengujian hipotesis yang digunakan adalah sebagai berikut:

$H_0: \rho = 0$ (Tidak ada korelasi)

$H_1: \rho \neq 0$ (Ada korelasi)

Statistik uji:

$$t_{hitung} = \frac{r_{xy}\sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r^2}} \quad (2.6)$$

Keputusan:

Tolak H_0 jika $|t_{hitung}| > t_{tabel}$ atau $p - value < \alpha$.

2.3 Analisis Time Series

Time series adalah suatu data runtut waktu yang terdiri dari data yang dikumpulkan, dicatat atau diobservasi sepanjang waktu yang berurutan. Variabel independen yang digunakan dalam analisis runtun waktu adalah waktu. Artinya variabel dependen Y berubah nilainya dengan berlalunya waktu. Jadi variabel yang dapat diurutkan secara kronologis bisa disebut sebagai variabel runtut waktu (*time series*) (Arsyad, 2001). Setiap pengamatan dinyatakan sebagai variabel random Y yang didapatkan berdasarkan indeks waktu tertentu (t) sebagai urutan waktu pengamatan, sehingga penulisan data deret berkala adalah Y_1, Y_2, \dots, Y_n . Periode pengumpulannya dapat harian (seperti kurs dan harga saham), mingguan (seperti uang beredar), bulanan (seperti tingkat inflasi), triwulanan (seperti laporan rugi laba), tahunan (seperti pendapatan nasional), dan sepuluh tahunan (seperti jumlah penduduk hasil sensus). Ada data yang diterbitkan baik secara bulanan maupun tahunan, seperti tingkat inflasi, kurs, uang beredar dan lain-lain (Mulyono, 2000).

2.4 Stasioneritas

2.4.1 Mean Stationarity

Data bersifat stasioner pada nilai tengahnya (*mean*) yaitu apabila data tersebut berfluktuasi di sekitar suatu nilai tengah yang tetap sepanjang/selama waktu observasi. Jika data tidak stasioner, dapat dilihat sampai dimana data tersebut stasioner (Ekananda, 2014). Pada umumnya jika data tidak stasioner dalam rata-rata dapat diatasi dengan proses pembedaan (*differencing*) (Rosadi, 2012). Menurut Makridakis (1999) rumus yang digunakan untuk pembedaan (*differencing*) dari deret data adalah:

$$W_t = (1 - B)^d Z_t \quad (2.7)$$

dimana:

W_t : *Differencing* ke- t

B : Operator langkah mundur (mempunyai pengaruh menggeser data satu periode ke belakang)

d : Orde *differencing*, $d = 1, 2, \dots, n$

Z_t : Variabel Z pada waktu ke- t , $t = 2, 3, \dots, n$

Pengujian stasioneritas dalam rata-rata dapat digunakan uji *Augmented Dickey Fuller* (ADF). Uji ini melihat apakah terdapat *unit root* di dalam model atau tidak (Rosadi, 2012). Untuk mengetahui keberadaan akar *unit* yang menunjukkan data tidak stasioner dalam suatu model proses *Autoregressive* (AR) orde p , maka digunakan persamaan berikut:

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta_t + \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \phi_i Y_{t-1} + a_t$$

$$\Delta Y_t = \Delta Y - \Delta Y_{t-1} \text{ dan } \beta = a - 1$$

Uji ADF dapat dilakukan dengan tahap pengujian hipotesis berikut:

$H_0: \beta = 0$ (terdapat *unit root* atau data tidak stasioner dalam model)

$H_0: \beta < 0$ (tidak terdapat *unit root* atau data stasioner dalam model)

dengan statistik uji sebagai berikut:

$$ADF = \frac{\hat{\beta}}{SE(\hat{\beta})} \quad (2.8)$$

Keputusan:

Tolak H_0 jika nilai $ADF <$ nilai kritis τ_{tabel} atau $p - value < \alpha$.

2.4.2 Variance Stationarity

Data bersifat stasioner pada variannya (*variance*) yaitu apabila data berfluktuasi dengan varian yang tetap dari waktu ke waktu. Jika data jenis ini tidak stasioner, dapat dilihat sampai dimana data tersebut stasioner (Ekananda, 2014). Proses untuk menstasionerkan data dalam variansi dapat dilakukan dengan menggunakan transformasi *Box-Cox*. Stasioner dalam varians dapat dilakukan dengan transformasi *Box-Cox* dengan persamaan sebagai berikut (Wei, 2006):

$$T(Z_t) = \begin{cases} \frac{Z_t^\lambda - 1}{\lambda}, & \lambda \neq 0 \\ \lim_{\lambda \rightarrow 0} \frac{Z_t^\lambda - 1}{\lambda} = \ln Z_t, & \lambda = 0 \end{cases} \quad (2.9)$$

Pemeriksaan stasioneritas dalam varians dapat dilihat dari nilai λ pada tabel 2.1:

Tabel 2.1 Transformasi *Box-Cox*

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

dapat dilihat ketika nilai dari parameter λ yang diperoleh kurang dari 1 maka perlu dilakukan transformasi agar varians data menjadi konstan (Wei, 2006).

2.5 Fungsi Autokorelasi dan Fungsi Autokorelasi Parsial

2.5.1 Fungsi Autokorelasi

Menurut Makridakis (1999) Statistik kunci di dalam analisis deret berkala adalah koefisien autokorelasi (korelasi deret berkala dengan deret berkala itu sendiri dengan selisih waktu (*lag*) 0, 1, 2 periode atau lebih). Fungsi autokorelasi sendiri merupakan fungsi yang menunjukkan besarnya korelasi antara pengamatan pada waktu ke t dengan pengamatan pada waktu sebelumnya (Lusikooy, 2017).

Proses stasioner suatu data *time series* (X_t) diperoleh $E(X_t) = \mu$ dan variansi $Var(X_t) = E(X_t - \mu)^2 = \sigma^2$ yang konstan, dan kovarian $Cov(X_t, X_s)$, yang fungsinya hanya pada perbedaan waktu $|t - s|$. Maka dari itu, hasil tersebut dapat ditulis sebagai kovariansi antara X_t dan X_{t+k} sebagai berikut :

$$\begin{aligned}\gamma_k &= Cov(X_t, X_{t+k}) \\ &= E(X_t - \mu)(X_{t+k} - \mu)\end{aligned}\tag{2.10}$$

dan korelasi antara X_t dan X_{t+k} didefinisikan sebagai

$$\begin{aligned}\rho_k &= \frac{Cov(X_t, X_{t+k})}{\sqrt{Var(X_t)}\sqrt{Var(X_{t+k})}} \\ &= \frac{E(X_t - \mu)(X_{t+k} - \mu)}{\sqrt{E(X_t - \mu)^2}\sqrt{E(X_{t+k} - \mu)^2}} \\ &= \frac{\gamma_k}{\gamma_0}\end{aligned}\tag{2.11}$$

dimana notasi $Var(X_t)$ dan $Var(X_{t+k}) = \gamma_0$. Sebagai fungsi dari k , γ_k disebut fungsi autokovarian dan ρ_k disebut fungsi autokorelasi (ACF). γ_k dan ρ_k

menggambarkan kovarian dan korelasi antara X_t dan X_{t+k} dari proses yang sama, hanya dipisahkan oleh *lag* ke - k . (Wei, 2006).

2.5.2 Fungsi Autokorelasi Parsial

Autokorelasi parsial digunakan untuk mengidentifikasi derajat hubungan anantara nilai-nilai sekarang dengan nilai-nilai sebelumnya dari suatu variabel, sedangkan pengaruh variabel-variabel *lag* (*time lags*) dianggap konstan. (Arsyad, 2001). Menurut Makridakis (1999) autokorelasi parsial digunakan untuk mengukur tingkat keeratan antara X_t dan X_{t-k} , apabila pengaruh dari *time lag* 1, 2, 3, ..., dan seterusnya sampai $k - 1$ dianggap terpisah. Levinson dan *durbin* memberikan metode yang efisien untuk mendapatkan penyesuaian dari persamaan *Yule-Walker* untuk mendapatkan nilai autokorelasi parsial, yaitu : (Cryer, 2008).

$$\phi_{kk} = \frac{\rho_k - \sum_{j=1}^{k-1} \phi_{k-1,j} \rho_{k-j}}{1 - \sum_{j=1}^{k-1} \phi_{k-1,j} \rho_j} \quad (2.12)$$

dimana:

ϕ_{kk} : koefisien autokorelasi parsial untuk *lag* periode ke- k

$\phi_{k,j} = \phi_{k-1,j} - \phi_{kk} \phi_{k-1,k-j}$, untuk $j = 1, 2, \dots, k - 1$

2.6 Model ARIMA

2.6.1 Model AR (*Autoregressive*)

Model AR (1) secara umum disebut ARIMA (1,0,0). Pada model ini nilai pengamatan Z_t bergantung pada Z_{t-1} . Bentuk model umum *autoregressive* (AR) secara umum sebagai berikut: (Wei, 2006):

$$\phi_p(B)Z_t = e_t \quad (2.13)$$

atau

$$\begin{aligned}
(1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p) Z_t &= e_t \\
Z_t - \phi_1 Z_{t-1} - \dots - \phi_p Z_{t-p} &= e_t \\
Z_t &= \phi_1 Z_{t-1} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + e_t
\end{aligned} \tag{2.14}$$

dimana:

ϕ_p : Parameter autoregresif ke- p

e_t : Nilai kesalahan pada saat t

Banyaknya nilai *lag* yang digunakan pada model (p) menunjukkan tingkat dari model ini. Jika hanya digunakan sebuah nilai lampau, dinamakan model *autoregressive* tingkat satu dan dilambangkan dengan AR(1). (Mulyono, 2000).

2.6.2 Model MA (*Moving Average*)

Model MA(1) secara umum ditulis ARIMA (0,0,1). Pada model ini nilai pengamatan Z_t bergantung pada nilai kesalahan e_t dan juga kesalahan sebelumnya e_{t-1} . Bentuk model umum *Moving Average* (MA) secara umum sebagai berikut (Wei, 2006):

$$\begin{aligned}
Z_t &= \theta_q(B)e_t \\
&= (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q)e_t \\
&= e_t - \theta_1 e_{t-1} - \dots - \theta_q e_{t-q}
\end{aligned} \tag{2.15}$$

dimana:

$\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$: Parameter-parameter *moving average* ke-1,2,...,q

e_{t-q} : Nilai kesalahan pada saat $t - q$

Z_t merupakan rata-rata tertimbang kesalahan sebanyak q periode ke belakang. Banyaknya kesalahan yang digunakan pada persamaan MA (q) menandai tingkat dari model *moving average*. Jika pada model MA digunakan dua

kesalahan masa lalu, maka dinamakan model *moving average* tingkat 2 dan dilambangkan sebagai MA(2) (Mulyono,2000).

2.6.3 Model ARMA (*Autoregressive Moving Average*)

Model ARMA secara umum ditulis ARIMA(1,0,1) merupakan penggabungan dari AR dan MA. Pada model ARMA Z_t tergantung pada satu nilai sebelumnya yaitu Z_{t-1} dan satu nilai kesalahan sebelumnya e_{t-1} . Deret data tersebut diasumsikan stasioner pada nilai tengah dan variannya. Bentuk model umum *Autoregressive Moving Average* (ARMA) secara umum sebagai berikut: (Wei, 2006)

$$\phi_p(B)Z_t = \theta_q(B)e_t \quad (2.16)$$

atau

$$\begin{aligned} (1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)Z_t &= (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q)e_t \\ Z_t - \phi_1 Z_{t-1} - \dots - \phi_p Z_{t-p} &= e_t - \theta_1 e_{t-1} - \dots - \theta_q e_{t-q} \\ Z_t &= \phi_1 Z_{t-1} + \dots - \phi_p Z_{t-p} + e_t - \theta_1 e_{t-1} - \dots - \theta_q e_{t-q} \end{aligned} \quad (2.17)$$

dimana:

- ϕ_1 : Parameter autoregresif ke-1
- θ_1 : Parameter *moving average* ke-1
- e_{t-1} : Nilai kesalahan pada saat $t - 1$
- e_t : Nilai kesalahan pada saat t
- $\phi_p(B)$: Operator proses AR(p)
- $\theta_q(B)$: Operator proses MA(q)

Model ARMA (p,q) menggunakan kombinasi nilai-nilai dan kesalahan sebelumnya. Model ARMA ini digunakan untuk mencari model yang lebih

potensial (baik) dibanding hanya dengan menggunakan AR atau MA saja secara terpisah (Arsyad, 2001).

2.6.4 Model ARIMA (*Autoregressive Integrated Moving Average*)

Pada proses ARMA terdapat proses stasioneritas dan tidak memperhatikan adanya proses *non*-stasioneritas. Pada ARIMA dilakukan transformasi kondisi *non*-stasioner menjadi kondisi stasioner (Mulyono, 2000). Apabila *non*-stasioneritas ditambahkan pada campuran proses ARMA, maka model umum ARIMA (p,d,q) terpenuhi (Makridakis, 1999). p adalah nilai *lag* dependen, d adalah tingkat proses differensiasi, dan q adalah *lag* residual (Hendrawan, 2012).

Model ARIMA (p,d,q) secara umum adalah: (Wei, 2006)

$$\phi_p(B)(1 - B)^d Z_t = \phi_0 + \theta_q(B)e_t \quad (2.18)$$

dimana:

$$\phi_p(B)(1 - B)^d Z_t = (1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)(1 - B)^d Z_t$$

$$\phi_0 + \theta_q(B)e_t = \phi_0 + e_t - \theta_1 e_{t-1} - \dots - \theta_q e_{t-q}$$

Sehingga persamaan (2.18) dapat juga dinyatakan dalam model sebagai berikut:

$$(1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p)(1 - B)^d Z_t = \phi_0 + e_t - \theta_1 e_{t-1} - \dots - \theta_q e_{t-q}$$

$$(1 - B^d - \phi_1 B + \phi_1 B^{1+d} - \dots - \phi_p B^p + \phi_p B^{p+d})Z_t = \phi_0 + e_t - \theta_1 e_{t-1} - \dots - \theta_q e_{t-q}$$

$$Z_t - Z_{t-d} - \phi_1 Z_{t-1} + \phi_1 Z_{t-1-d} - \dots - \phi_p Z_{t-p} + \phi_p Z_{t-p-d} = \phi_0 + e_t - \theta_1 e_{t-1} - \dots - \theta_q e_{t-q}$$

$$Z_t - Z_{t-d} = \phi_0 + \phi_1 Z_{t-1} + \dots + \phi_p Z_{t-p} - \phi_1 Z_{t-1-d} - \dots - \phi_p Z_{t-p-d} + e_t - \theta_1 e_{t-1} - \dots - \theta_q e_{t-q}$$

dan diperoleh bentuk:

$$Z_t = \phi_0 + Z_{t-d} + \phi_1 Z_{t-1} + \dots + \phi_p Z_{t-p} - \phi_1 Z_{t-1-d} - \dots - \phi_p Z_{t-p-1} + e_t - \theta_1 e_{t-1} - \dots - \theta_q e_{t-q} \quad (2.19)$$

dimana:

- Z_{t-d} : Faktor *differencing*
 ϕ_i : Parameter *Autoregressive* ke-i, $i=1,2,\dots,p$
 θ_j : Parameter *Moving Average* ke-j, $j=1,2,\dots,q$
 $\phi_p(B)$: Operator koefisien AR(p)
 $\theta_q(B)$: Operator koefisien MA(q)
 $(1 - B)^d$: Operator *differencing* orde ke-d
 e_t : Nilai *error* pada waktu ke-t
 p : Orde AR
 d : Orde pembeda
 q : Orde MA

2.6.5 Identifikasi Model

Proses pemilihan model yang tepat dilakukan dengan mengidentifikasi orde AR, MA, dan ARMA pada tabel (2.2) di bawah ini: (Wei, 2006)

Tabel 2.2 Karakteristik ACF dan PACF

Proses	Sampel ACF	Sampel PACF
AR(p)	Menurun menuju nol secara eksponensial (<i>Dies down</i>)	Di atas batas interval maksimum sampai <i>lag</i> ke p dan di bawah batas pada $lag > p$ (<i>Cut off after lag p</i>)
MA(q)	Di atas batas interval maksimum sampai <i>lag</i> ke q dan di bawah batas pada $lag > q$ (<i>Cut off after lag q</i>)	Menurun menuju nol secara eksponensial (<i>Dies down</i>)
ARMA(p,q)	Menurun menuju nol secara eksponensial (<i>Dies down after lag (q - p)</i>)	Menurun menuju nol secara eksponensial (<i>Dies down after lag (p - q)</i>)

2.7 Model Variasi Kalender

Model variasi kalender pertama kali diperkenalkan oleh Bell dan Hillmer pada tahun 1983 (Widhianti dan Wutsqa, 2013). Menurut Triyani (2012) metode variasi kalender merupakan teknik pemodelan yang mengkombinasikan model ARIMA dan model regresi. Variasi kalender merupakan pola berulang dengan panjang periode yang bervariasi akibat pengaruh penanggalan kalender yang berbeda-beda setiap tahunnya.

Menurut Bell dan Hilmer (1983) persamaan model variasi kalender adalah sebagai berikut:

$$Z_t = L_t + N_t \quad (2.20)$$

dimana:

L_t : Efek variasi liburan (regresi *dummy*) pada saat ke-t

N_t : model ARIMA pada saat ke-t

Persamaan (2.20) dapat ditulis seperti di bawah ini

$$Z_t = \beta_0 + \beta_1 X_{1,t} + \beta_2 X_{2,t} + \dots + \beta_p X_{p,t} + \frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)(1-B)^d} e_t \quad (2.21)$$

dimana:

Z_t : nilai pengamatan ke-t

$x_{1,t}, \dots, x_{p,t}$: variabel bebas yang menentukan nilai pengamatan ke-t

β_1, \dots, β_k : koefisien regresi (*slope*)

$\phi_p(B)$: Operator proses AR(p) *non* musiman

$\theta_q(B)$: Operator proses MA(q) *non* musiman

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

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

e_t : galat (*error/sisaan*)

2.8 Estimasi Parameter Model Variasi Kalender

Misal akan dicari estimasi model variasi kalender AR(1) (Berlian, dkk, 2014)

$$\begin{aligned} Z_t &= L_t + N_t \\ &= L_t + \frac{e_t}{\phi_1(B)} \end{aligned}$$

$$e_t = (Z_t - L_t) - \phi_1(Z_{t-1} - L_{t-1})$$

estimasi model variasi kalender AR(1) diperoleh dengan meminimumkan jumlah kuadrat residual yakni

$$\begin{aligned} L &= \sum_{t=2}^n e_t^2 \\ &= \sum_{t=2}^n (Z_t - L_t - \phi_1 Z_{t-1} + \phi_1 L_{t-1})^2 \\ &= \sum_{t=2}^n (Z_t - L_t - \phi_1 Z_{t-1} + \phi_1 L_{t-1})(Z_t - L_t - \phi_1 Z_{t-1} + \phi_1 L_{t-1}) \\ &= \sum_{t=2}^n (Z_t^2 - Z_t L_t - Z_t \phi_1 Z_{t-1} + Z_t \phi_1 L_{t-1} - Z_t L_t + L_t^2 + L_t \phi_1 Z_{t-1} - \\ &\quad L_t \phi_1 L_{t-1} - Z_t \phi_1 Z_{t-1} + L_t \phi_1 Z_{t-1} + (\phi_1 Z_{t-1})^2 - \phi_1^2 Z_{t-1} L_{t-1} + \\ &\quad Z_t \phi_1 L_{t-1} - L_t \phi_1 L_{t-1} - \phi_1^2 Z_{t-1} L_{t-1} + (\phi_1 L_{t-1})^2) \\ &= \sum_{t=2}^n (Z_t^2 + L_t^2 + (\phi_1 Z_{t-1})^2 + (\phi_1 L_{t-1})^2 - 2Z_t L_t - 2Z_t \phi_1 Z_{t-1} + \\ &\quad 2Z_t \phi_1 L_{t-1} + 2L_t \phi_1 Z_{t-1} - 2L_t \phi_1 L_{t-1} - 2\phi_1^2 Z_{t-1} L_{t-1}) \\ &= \sum_{t=2}^n Z_t^2 + \sum_{t=2}^n L_t^2 + \sum_{t=2}^n (\phi_1 Z_{t-1})^2 + \sum_{t=2}^n (\phi_1 L_{t-1})^2 - \\ &\quad 2 \sum_{t=2}^n Z_t L_t - 2 \sum_{t=2}^n Z_t \phi_1 Z_{t-1} + 2 \sum_{t=2}^n Z_t \phi_1 L_{t-1} + \\ &\quad 2 \sum_{t=2}^n L_t \phi_1 Z_{t-1} - 2 \sum_{t=2}^n L_t \phi_1 L_{t-1} - 2 \sum_{t=2}^n \phi_1^2 Z_{t-1} L_{t-1} \end{aligned}$$

Setelah itu diturunkan terhadap parameter (ϕ_1) dan disama dengankan nol (0), didapat hasil sebagai berikut:

$$\begin{aligned} \frac{\partial L}{\partial \phi_1} &= (0 + 0 + 2\phi_1 \sum_{t=2}^n (Z_{t-1})^2 + 2\phi_1 \sum_{t=2}^n (L_{t-1})^2 - 0 - 2 \sum_{t=2}^n Z_t Z_{t-1} + \\ &\quad 2 \sum_{t=2}^n Z_t L_{t-1} + 2 \sum_{t=2}^n L_t Z_{t-1} - 2 \sum_{t=2}^n L_t L_{t-1} - 4\phi_1 \sum_{t=2}^n Z_{t-1} L_{t-1}) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
0 &= 2\phi_1 \sum_{t=2}^n Z_{t-1}^2 + 2\phi_1 \sum_{t=2}^n L_{t-1}^2 - 2 \sum_{t=2}^n Z_t Z_{t-1} + 2 \sum_{t=2}^n Z_t L_{t-1} + \\
&\quad 2 \sum_{t=2}^n L_t Z_{t-1} - 2 \sum_{t=2}^n L_t L_{t-1} - 4\phi_1 \sum_{t=2}^n Z_{t-1} L_{t-1} \\
&= 2\phi_1 (\sum_{t=2}^n Z_{t-1}^2 + \sum_{t=2}^n L_{t-1}^2 - 2 \sum_{t=2}^n Z_{t-1} L_{t-1}) - 2 (\sum_{t=2}^n Z_t Z_{t-1} - \\
&\quad \sum_{t=2}^n Z_t L_{t-1} - \sum_{t=2}^n L_t Z_{t-1} + \sum_{t=2}^n L_t L_{t-1}) \\
&= 2\phi_1 (\sum_{t=2}^n Z_{t-1}^2 + \sum_{t=2}^n L_{t-1}^2 - 2 \sum_{t=2}^n Z_{t-1} L_{t-1}) \\
&= 2 (\sum_{t=2}^n Z_t Z_{t-1} - \sum_{t=2}^n Z_t L_{t-1} - \sum_{t=2}^n L_t Z_{t-1} + \sum_{t=2}^n L_t L_{t-1}) \\
\phi_1 &= \frac{2(\sum_{t=2}^n Z_t Z_{t-1} - \sum_{t=2}^n Z_t L_{t-1} - \sum_{t=2}^n L_t Z_{t-1} + \sum_{t=2}^n L_t L_{t-1})}{2(\sum_{t=2}^n Z_{t-1}^2 + \sum_{t=2}^n L_{t-1}^2 - 2 \sum_{t=2}^n Z_{t-1} L_{t-1})} \\
&= \frac{\sum_{t=2}^n (Z_{t-1}(Z_t - L_t) - L_{t-1}(Z_t - L_t))}{\sum_{t=2}^n (Z_{t-1} - L_{t-1})^2} \\
&= \frac{\sum_{t=2}^n (Z_t - L_t) - (Z_{t-1} - L_{t-1})}{\sum_{t=2}^n (Z_{t-1} - L_{t-1})^2}
\end{aligned}$$

Nilai taksiran parameter untuk ϕ_1 dari model variasi kalender AR(1) sebagai berikut:

$$\hat{\phi}_1 = \frac{\sum_{t=2}^n (Z_t - L_t) - (Z_{t-1} - L_{t-1})}{\sum_{t=2}^n (Z_{t-1} - L_{t-1})^2} \quad (2.22)$$

Dimisalkan juga estimasi parameter untuk model variasi kalender MA(1), dan didapat (Berlian, 2014)

$$\begin{aligned}
Z_t &= L_t + N_t \\
&= L_t + \theta_1(B)e_t \\
e_t &= (Z_t - L_t + \theta_1 e_{t-1})
\end{aligned}$$

Selanjutnya estimasi parameter model variasi kalender MA(1) yaitu:

$$\begin{aligned}
Z_t &= L_t + \theta_1(B)e_t \\
e_t &= (Z_t - L_t + \theta_1 e_{t-1})
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
L &= \sum_{t=2}^n e_t^2 \\
&= \sum_{t=2}^n (Z_t - L_t + \theta_1 e_{t-1})^2
\end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
&= \sum_{t=2}^n (Z_t - L_t + \theta_1 e_{t-1})(Z_t - L_t + \theta_1 e_{t-1}) \\
&= \sum_{t=2}^n (Z_t^2 - Z_t L_t + Z_t \theta_1 e_{t-1} - Z_t L_t + L_t^2 - L_t \theta_1 e_{t-1} + Z_t \theta_1 e_{t-1} - \\
&\quad L_t \theta_1 e_{t-1} + (\theta_1 e_{t-1})^2) \\
&= \sum_{t=2}^n Z_t^2 + \sum_{t=2}^n L_t^2 + \sum_{t=2}^n (\theta_1 e_{t-1})^2 - 2 \sum_{t=2}^n Z_t L_t + 2 \sum_{t=2}^n Z_t \theta_1 e_{t-1} - \\
&\quad 2 \sum_{t=2}^n L_t \theta_1 e_{t-1}
\end{aligned}$$

Setelah itu diturunkan terhadap parameter (θ_1) dan disama dengankan nol (0), didapat hasil sebagai berikut:

$$\begin{aligned}
\frac{\partial L}{\partial \theta_1} &= (0 + 0 + 2 \sum_{t=2}^n \theta_1 e_{t-1}^2 - 0 + 2 \sum_{t=2}^n Z_t e_{t-1} - 2 \sum_{t=2}^n L_t e_{t-1}) \\
0 &= (2\theta_1 \sum_{t=2}^n e_{t-1}^2 + 2 \sum_{t=2}^n Z_t e_{t-1} - 2 \sum_{t=2}^n L_t e_{t-1}) \\
&= 2\theta_1 \sum_{t=2}^n e_{t-1}^2 - 2(\sum_{t=2}^n L_t e_{t-1} - \sum_{t=2}^n Z_t e_{t-1}) \\
&= 2\theta_1 \sum_{t=2}^n e_{t-1}^2 = 2(\sum_{t=2}^n L_t e_{t-1} - \sum_{t=2}^n Z_t e_{t-1}) \\
\theta_1 &= \frac{2(\sum_{t=2}^n L_t e_{t-1} - \sum_{t=2}^n Z_t e_{t-1})}{2 \sum_{t=2}^n e_{t-1}^2} \\
&= \frac{\sum_{t=2}^n L_t e_{t-1} - \sum_{t=2}^n Z_t e_{t-1}}{\sum_{t=2}^n e_{t-1}^2}
\end{aligned}$$

Nilai estimasi parameter untuk θ_1 dari model variasi kalender MA (1) sebagai berikut:

$$\hat{\theta}_1 = \frac{\sum_{t=2}^n (L_t)(e_{t-1}) - \sum_{t=2}^n (Z_t)(e_{t-1})}{\sum_{t=2}^n (e_{t-1})^2} \quad (2.23)$$

2.9 Pemeriksaan Diagnostik

2.9.1 Uji White Noise

Istilah *white noise* dalam penelitian seringkali muncul untuk menjelaskan bagaimana suatu data berperilaku. *White noise* sebagai istilah untuk menjelaskan bahwa suatu data memiliki perilaku acak dan stasioner (Ekananda, 2014). Uji *white noise* bisa dilakukan dengan uji *Ljung-box*. Dalam uji *Ljung-box-piece*, apabila tingkat probabilitas (*p-value*) dari Q statistik dari setiap *time lag* lebih

kecil daripada 0,05 (tingkat kepercayaan 95%) maka H_0 ditolak. Artinya data tersebut dapat sesuai bila dimodelkan dengan menggunakan ARMA atau ARIMA (Ekananda, 2014).

Uji *white noise* dapat dituliskan sebagai berikut:

Hipotesis:

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

H_1 : Minimal ada satu $\rho_j \neq 0, j = 1, 2, \dots, k$ (residual tidak memenuhi asumsi *white noise*)

Statistik uji:

$$Q^* = n(n+2) \sum_{k=1}^k \frac{\hat{\rho}_k^2}{n-k} \quad (2.24)$$

dimana:

k : lag maksimum

n : jumlah data

$\hat{\rho}_k$: autokorelasi residual untuk lag ke- k

Keputusan:

Tolak H_0 jika nilai $Q^* > \chi^2_{\alpha; df=k-n}$ atau $P - value < \alpha$ dengan k berarti pada lag k dan n adalah banyaknya parameter yang ditaksir dalam model. (Yuniarti, 2012)

2.9.2 Uji Distribusi Normal

Salah satu asumsi yang sering digunakan di dalam analisis runtun waktu (dan analisis statistika secara umum) adalah adanya asumsi data mengikuti distribusi normal. Dalam melakukan pengujian kenormalan dari data maka dapat

digunakan metode/pendekatan grafik dan pendekatan inferensi statistika dengan uji hipotesis (Rosadi, 2012).

Pengujian asumsi residual distribusi normal dapat menggunakan uji *Kolmogorov-Smirnov* dengan hipotesis sebagai berikut: (Wahyuningsih, 2017)

Hipotesis:

$H_0: F_n = F_0(x)$ untuk semua x (Residual berdistribusi normal)

$H_1: F_n \neq F_0(x)$ untuk beberapa x (Residual tidak berdistribusi normal)

Statistik uji:

$$KS = \sup |F_n(x) - F_0(x)| \quad (2.25)$$

dimana:

$F_0(x)$: distribusi frekuensi kumulatif teoritis

$F_n(x)$: distribusi frekuensi kumulatif sampel

Keputusan:

Tolak H_0 jika $KS > KS_\alpha$ atau $p - value < \alpha$, $\alpha = 0,05$.

2.10 Deteksi *Outlier*

Menurut Budiarti (2013) *outlier* adalah data pengamatan yang tidak konsisten pada seriesnya. Ada empat macam jenis *outlier* yaitu *Innovational Outlier* (IO), *Additive Outlier* (AO), *Temporary Change* (TC), dan *Level Shift* (LS). Deteksi *outlier* pertama kali ditemukan oleh Fox dalam Wei (2006) memperkenalkan *outlier* tipe 1 atau *additive outlier* (AO) dan tipe 2 atau *innovation outlier* (IO).

Additive outlier adalah kejadian yang mempunyai efek pada data *time series* hanya pada satu periode saja. Bentuk umum sebuah *Additive Outliers* (AO)

dalam proses ARMA dengan Z_t adalah data pengamatan dan X_t merupakan data yang bebas dari outlier diuraikan sebagai berikut: (Wei,2006)

$$\begin{aligned} Z_t &= \begin{cases} X_t & t \neq T \\ X_t + \omega & t = T \end{cases} \\ &= X_t + \omega I_t^{(T)} \\ &= \frac{\theta(B)}{\phi(B)} e_t + \omega I_t^{(T)} \end{aligned} \quad (2.26)$$

dimana:

$$I_t^{(T)} = \begin{cases} 1 & t = T \\ 0 & t \neq T \end{cases}$$

$I_t^{(T)}$ adalah variabel indikator yang mewakili ada atau tidak adanya *outlier* pada waktu T

Innovational outlier adalah kejadian yang efeknya mengikuti proses ARMA. Bentuk umum sebuah *innovational outlier* (IO) didefinisikan sebagai berikut: (Wei, 2006)

$$Z_t = X_t + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} \omega I_t^{(T)} = \frac{\theta(B)}{\phi(B)} (e_t + \omega I_t^{(T)}) \quad (2.27)$$

Temporary Change (TC) dan *Level Shift* (LS) dijelaskan oleh Aulia (2017), *Temporary Change* (TC) adalah kejadian dimana *outlier* menghasilkan efek awal sebesar ω pada waktu t , kemudian secara perlahan sesuai dengan besarnya δ . Model TC dituliskan sebagai berikut: (Wei, 2006)

$$\begin{aligned} Z_t &= X_t + \frac{1}{(1-\delta B)} \omega I_t^{(T)} \\ &= \frac{\theta(B)}{\phi(B)} e_t + \frac{1}{(1-\delta B)} \omega I_t^{(T)} \end{aligned} \quad (2.28)$$

Pada saat $\delta = 0$ maka TC akan menjadi kasus *additive outlier*, sedangkan pada saat $\delta = 1$ maka TC akan menjadi kasus *level shift*.

Level Shift (LS) adalah kejadian yang mempengaruhi deret pada satu waktu tertentu yang memberikan suatu perubahan tiba-tiba dan permanen. Model *outlier* LS dinyatakan sebagai: (Wei, 2006)

$$\begin{aligned} Z_t &= X_t + \frac{1}{(1-B)} \omega I_t^{(T)} \\ &= \frac{\theta(B)}{\phi(B)} + \frac{1}{(1-B)} \omega I_t^{(T)} \end{aligned} \quad (2.29)$$

2.11 Pemilihan Model Terbaik

Pemilihan model biasanya dilakukan jika terdapat beberapa model yang layak untuk digunakan. Pemilihan model terbaik yang dapat dilakukan berdasarkan kriteria data *in sample* (data *training*) yang digunakan adalah *Akaike Information Criterion* (AIC), dengan rumus: (Nurmalasari, 2017)

$$AIC = n \ln(\hat{\sigma}_a^2) + 2m \quad (2.30)$$

dimana:

- n : banyaknya pengamatan
- $\hat{\sigma}_a^2$: penduga ragam sisaan
- m : banyaknya parameter yang diduga dalam model

Dari nilai AIC yang didapatkan kemudian pemilihan model terbaiknya berdasarkan nilai AIC minimum.

Suatu model peramalan yang tepat dapat dilakukan melalui nilai kesalahan peramalan (*error*). Jika tingkat kesalahan yang dihasilkan semakin kecil, maka model peramalan semakin mendekati tepat. Pemilihan model terbaik yang dapat dilakukan berdasarkan kriteria data *out sample* (data *testng*) adalah *Mean Square Error* (MSE), dengan rumus: (Agustini, 2018)

$$MSE = \sum_{t=1}^n \frac{e_t^2}{n} \quad (2.31)$$

2.12 Inflasi

Definisi inflasi oleh para ekonom modern adalah kenaikan yang menyeluruh dari jumlah uang yang harus dibayarkan (nilai unit perhitungan moneter) terhadap barang-barang atau komoditas dan jasa. Sebaliknya jika yang terjadi adalah penurunan nilai unit perhitungan moneter terhadap barang-barang atau komoditas dan jasa didefinisikan sebagai deflasi (*deflation*) (Karim, 2007).

Menurut Paul A. Samuelson inflasi dapat digolongkan berdasarkan tingkat keparahannya, yaitu sebagai berikut: (Karim, 2007).

1. *Moderat Inflation*

Karakteristiknya adalah kenaikan tingkat harga yang lambat. Pada tingkat inflasi seperti ini orang-orang masih mau untuk memegang uang dan menyimpan kekayaannya dalam bentuk uang daripada dalam bentuk aset riil.

2. *Gallopning Inflation*

Inflasi pada tingkat ini terjadi pada tingkatan 20% sampai dengan 200% per tahun. Pada tingkat inflasi seperti ini orang hanya mau memegang uang seperlunya saja, sedangkan kekayaan disimpan dalam bentuk aset-aset riil.

3. *Hyper Inflation*

Inflasi jenis ini terjadi pada tingkatan yang sangat tinggi yaitu jutaan sampai triliunan persen per tahun. Walaupun sepertinya banyak pemerintahan yang perekonomiannya dapat bertahan menghadapi *gallopning inflation*, akan tetapi tidak pernah ada pemerintahan yang dapat bertahan menghadapi inflasi jenis ketiga yang amat mematikan ini.

Tingkat inflasi yang tinggi biasanya dikaitkan dengan kondisi ekonomi yang terlalu panas (*overheated*). Artinya, kondisi ekonomi mengalami permintaan atas produk yang melebihi kapasitas penawaran produknya, sehingga harga-harga cenderung mengalami kenaikan (Tandelilin, 2001). Menurut Mankiw (2003) inflasi yang tinggi cenderung memiliki tingkat bunga nominal yang tinggi, dan negara-negara dengan inflasi rendah cenderung memiliki tingkat bunga nominal yang rendah.

2.13 Peramalan dalam Al-Qur'an

Dalam kitab suci Al Qu'ran peramalan disinggung dalam surah yusuf ayat 47-48 yang artinya adalah:

Yusuf berkata: "Supaya kamu bertanam tujuh tahun [lamanya] sebagaimana biasa; maka apa yang kamu tuai hendaklah kamu biarkan di bulirnya kecuali sedikit untuk kamu makan (47). Kemudian sesudah itu akan datang tujuh tahun yang amat sulit, yang menghabiskan apa yang kamu simpan untuk menghadapinya [tahun sulit], kecuali sedikit dari [bibit gandum] yang kamu simpan (48) (Qs. Yusuf/ 12: 47-48).

Al-Jazairi (2007) menafsirkan ayat di atas bahwa Nabi Yusuf bermimpi dan menyampaikan kepada masyarakat bahwa diperintah oleh Allah untuk bertanam artinya bercocok tanam selama tujuh tahun secara bertahap seperti kebiasaan mereka dalam bercocok tanam setiap tahunnya. Kemudian hasil panen yang diperoleh hendaknya dibiarkan di tangkainya, jangan dipetik agar tidak rusak, kecuali sedikit saja atau secukupnya untuk dimakan. Lalu setelah musim subur datanglah tujuh tahun yang amat sulit, yaitu musim kering yang amat sulit dan pada saat itu hasil panen tersebut bisa dimakan, yaitu hasil panen yang telah disimpan dari tujuh tahun musim subur sebagai persiapan untuk menghadapi tahun sulit.

Ayat di atas memberikan pelajaran bahwa sebelum terjadi musim kering yang amat sulit maka haruslah mencari cara untuk menghadapinya sehingga jika musim kering itu sudah tiba, masih ada sisa makanan yang disimpan. Hubungan ayat tersebut dengan peramalan adalah bahwa peramalan dalam hal ini sangat diperlukan untuk memperkirakan kapan akan terjadi hal yang tidak diinginkan agar langkah yang tepat dapat dilakukan. Namun peramalan yang dilakukan manusia adalah hanya sebatas usaha untuk mencari pegangan dalam pengambilan suatu keputusan, akan tetapi hasil dari rencana manusia dapat berubah tergantung pada usaha yang mereka lakukan untuk menjadi yang lebih baik, sebagaimana dalam surah Ar-Ra'du ayat 11 yang artinya adalah:

Sesungguhnya Allah tidak akan merubah keadaan sesuatu kaum sehingga mereka merubah keadaan yang ada pada diri mereka sendiri (Qs. Ar-Ra'du/ 13: 11).

Al-Hifnawi (2008) menafsirkan ayat di atas bahwa Allah swt tidak akan merubah nasib suatu kaum sampai perubahan itu ada pada diri mereka sendiri, atau dari pembaharu dari salah seorang di antara mereka. Hubungan ayat tersebut dengan peramalan bahwa seburuk apapun hasil peramalan yang didapat, jika tidak ada usaha maka keadaan tidak akan berubah.

BAB III

METODE PENELITIAN

3.1 Pendekatan Penelitian

Pendekatan penelitian yang digunakan pada penelitian ini adalah pendekatan studi literatur deskriptif kuantitatif. Pada studi literatur yaitu dengan mengumpulkan bahan-bahan pustaka yang dibutuhkan oleh peneliti sebagai acuan dalam menyelesaikan penelitian. Sedangkan pendekatan deskriptif kuantitatif yaitu dengan menganalisis data dan menyusun data yang sudah ada sesuai dengan kebutuhan peneliti.

3.2 Jenis dan Sumber Data

Jenis data yang dilakukan dalam penelitian ini adalah data sekunder. Data yang digunakan pada penelitian ini adalah data inflasi umum di Kota Tual Maluku bulan Januari 2017 sampai bulan Desember 2021 sebanyak 60 data, yang bersumber dari Badan Pusat Statistik (BPS) Kota Tual Maluku. Data ini diperoleh dari *website* resmi BPS Kota Tual Maluku <https://tualkota.bps.go.id/>.

3.3 Variabel Penelitian

Variabel yang digunakan dalam penelitian ini adalah satu variabel respon (Z_t) dan satu variabel prediktor (X_t). Variabel-variabel yang digunakan dalam penelitian ini adalah sebagai berikut:

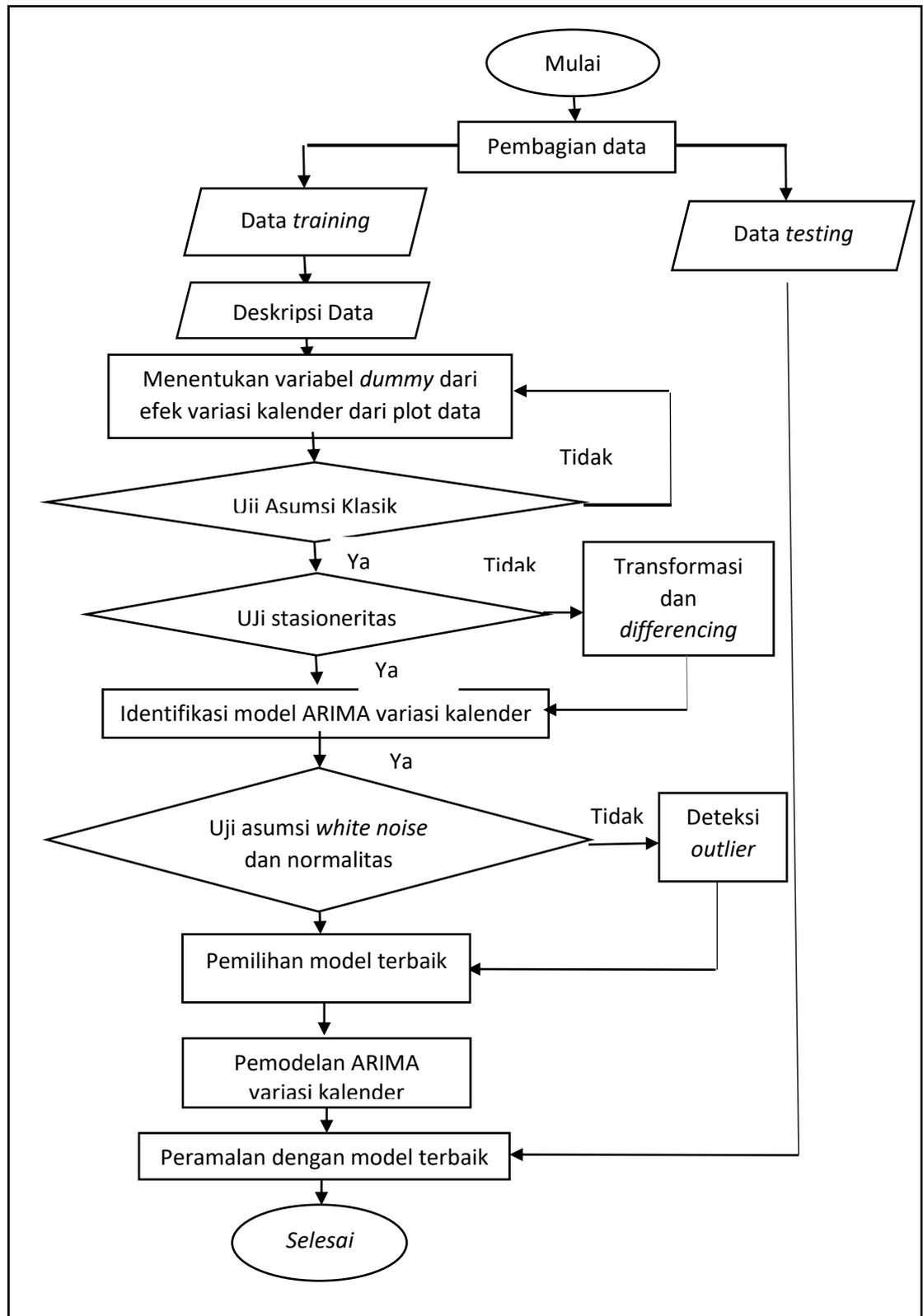
1. Z_t adalah jumlah inflasi umum Kota Tual Maluku pada bulan ke- t .
2. X_t adalah variabel *dummy* variasi kalender pada bulan ke- t (saat terjadinya hari raya idul fitri).

3.4 Analisis Data

Berdasarkan tujuan penelitian dan jenis data yang digunakan, berikut langkah-langkah analisis data:

1. Membagi data menjadi 2 bagian, yaitu data *training* dan data *testing*. Data *training* yang digunakan sebanyak 48 data, sedangkan data *testing* sebanyak 12 data. Dalam pemodelan akan digunakan data *training*.
2. Melakukan deskripsi data untuk mengetahui gambaran awal jumlah inflasi umum Kota Tual Maluku Tahun 2017-2021.
3. Menentukan variabel dummy yang akan digunakan
4. Melakukan uji asumsi klasik yaitu uji normalitas, uji heteroskedastisitas, uji autokorelasi dan uji korelasi
5. Pemodelan ARIMA. Tahapannya adalah sebagai berikut:
 - a. Pengecekan stasioneritas dalam *mean* dan varians
Jika belum stasioner dalam *mean* maka dilakukan *differencing*, dan jika belum stasioner dalam varians maka dilakukan transformasi *Box-cox*.
 - b. Identifikasi model ARIMA dengan melihat plot ACF dan PACF
 - c. Melakukan uji diagnostik yang meliputi uji residual *white noise* dan residual berdistribusi normal. Melakukan deteksi *outlier* jika normalitas residual tidak terpenuhi.
 - d. Pemilihan model terbaik
 - e. Penentuan model ARIMA variasi kalender
 - f. Peramalan menggunakan model ARIMA variasi kalender terbaik dengan data *testing*

3.5 Diagram Alir



Gambar 3.1 Flow Chart Penelitian

BAB IV

PEMBAHASAN

4.1 Deskripsi Data

Data yang digunakan untuk membangun model variasi kalender adalah data bulanan inflasi umum Kota Tual Maluku dari bulan Januari 2017 sampai bulan Desember 2021. Tingkat inflasi Kota Tual Maluku diduga dipengaruhi oleh adanya efek variasi kalender yaitu bulan terjadinya Hari Raya Idul Fitri. Variabel yang digunakan dalam penelitian ini adalah variabel inflasi umum Kota Tual, Maluku sebagai variabel terikat (Z) dan 1 variabel bebas (variabel *dummy*) yaitu bulan pada saat hari raya idul fitri (X). Penjelasan mengenai variabel *dummy* tersebut ditunjukkan pada tabel 4.1

Tabel 4.1 Variabel *Dummy*

Variabel <i>Dummy</i>	Nilai	Keterangan
X_t	1	Bulan saat hari raya idul fitri
	0	Bulan lainnya

Sebelum melakukan analisis model variasi kalender pada data inflasi umum Kota Tual Maluku, terlebih dahulu dilakukan deskripsi data dengan tujuan melihat gambaran umum mengenai data tersebut.

Tabel 4.2 Deskripsi Data

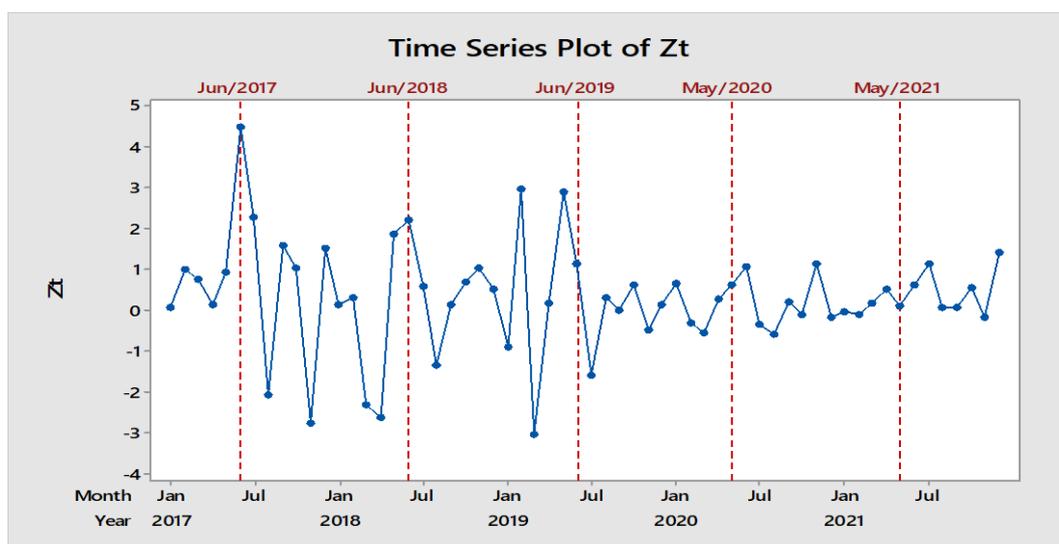
Variabel	N	Mean	StDev	Maksimum	Minimum
Inflasi	60	0,327	1,331	4,48	-3,03

(Sumber: *Output* Minitab)

Pada tabel 4.2 terlihat bahwa jumlah total inflasi umum Kota Tual Maluku Bulan Januari 2017 sampai Bulan Desember 2021 sebanyak 60 bulan. Rata-rata jumlah inflasi umum Kota Tual Maluku selama 60 bulan periode 2017-2021 adalah sebesar 0,327, dengan jumlah inflasi tertinggi sebesar 4,48 yang terjadi pada

bulan Juni 2017 dan inflasi terendah sebesar -3,03 yang terjadi pada bulan Maret 2019. Nilai rata-rata merupakan salah satu pengukuran pemusatan data. Ukuran penyebaran data, selain melalui nilai maksimum dan nilai minimum, juga bisa dilihat melalui standar deviasi. Nilai standar deviasi menunjukkan tingkat keragaman data inflasi Kota Tual, Maluku. Standar deviasi berbanding lurus dengan nilai varians, karena standar deviasi merupakan hasil akar kuadrat dari varians. Nilai-nilai standar deviasi menunjukkan bahwa tingkat keragaman data inflasi Kota Tual Maluku tidak terlalu tinggi, dengan tingkat keragaman data inflasi Kota Tual Maluku yaitu sebesar 1,331.

Grafik pergerakan data inflasi Kota Tual Maluku bulanan ini ditampilkan dalam bentuk tabel (data dapat dilihat di lampiran 1) dan plot seperti di bawah ini.



Gambar 4.1 Plot Data Inflasi Kota Tual Maluku
(Sumber: *Output Minitab*)

Gambar 4.1 menunjukkan bahwa kenaikan inflasi terjadi pada setiap bulan menjelang idul fitri dari tahun 2017-2021. Hal tersebut di karenakan adanya hari raya idul fitri yang menyebabkan inflasi menjadi naik. *Time series* plot dari data inflasi umum Kota Tual Maluku tahun 2017-2021 menunjukkan adanya efek

variasi kalender yang mempengaruhi naiknya tingkat inflasi pada hari raya Idul Fitri.

4.2 Uji Asumsi Klasik

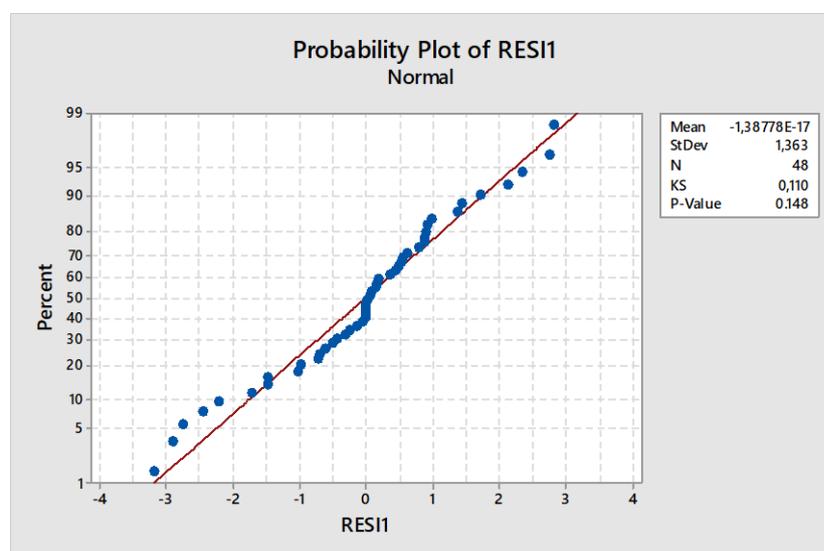
4.2.1 Uji Normalitas Residual

Uji normalitas digunakan untuk melihat apakah nilai residual terdistribusi normal atau tidak. Model regresi yang baik adalah memiliki nilai residual yang berdistribusi normal. Uji normalitas bukan dilakukan pada masing-masing variabel tetapi pada nilai residualnya. Hipotesis yang digunakan untuk uji normalitas ialah sebagai berikut:

H_0 : residual mengikuti distribusi normal

H_1 : residual tidak mengikuti distribusi normal

Hasil uji normalitas ditampilkan pada gambar hasil *output* program di bawah ini.



Gambar 4.2 Uji Normalitas Residual
(Sumber: *Output* Minitab)

Berdasarkan gambar 4.2 dapat dilihat nilai $KS = 0,110 < KS_{\alpha} = 0,188$ (dapat dilihat pada lampiran 7a) dan nilai $P - value = 0,148 > \alpha = 0,05$, sehingga disimpulkan bahwa H_0 diterima artinya residual berdistribusi normal.

4.2.2 Uji Heterokedastisitas

Uji heterokedastisitas digunakan untuk menguji apakah dalam model regresi terjadi ketidaksamaan variansi dari residual satu pengamatan ke pengamatan lain. Hipotesis yang digunakan untuk uji asumsi heterokedastisitas ialah:

H_0 : tidak terdapat heterokedastisitas

H_1 : terdapat heterokedastisitas

Hasil uji heteroskedastisitas ditampilkan pada hasil *output* program di bawah ini.

Tabel 4.3 Uji Asumsi Heterokedastisitas

F_{hitung}	0,273
$P-value$	0,6038

(Sumber: *Output Eviews*)

Berdasarkan pada tabel 4.3 hasilnya menunjukkan bahwa nilai $F_{hitung} = 0,273 < F_{tabel} = 4,052$ (dapat dilihat pada lampiran 7b) dan $P - value = 0,6038 > \alpha = 0,05$. Dapat disimpulkan bahwa H_0 diterima artinya tidak terjadi gejala heterokedastisitas. Hasil dari uji heteroskedastisitas dapat dilihat pada lampiran 2a.

4.2.3 Uji Autokorelasi

Uji autokorelasi digunakan untuk menguji adanya autokorelasi yaitu uji *Lagrange Multiplier* (LM). Berikut ini hipotesa menggunakan uji *Lagrange Multiplier*

Hipotesis:

H_0 : Tidak ada autokorelasi residual

H_1 : Ada autokorelasi residual

Hasil uji autokorelasi ditampilkan pada hasil *output* program di bawah ini.

Tabel 4.4 Uji Autokorelasi

χ^2	0,0445
----------	--------

(Sumber: *Output Eviews*)

Berdasarkan pada tabel 4.4 menunjukkan bahwa nilai $\chi^2 = 0,0445 < \alpha = 0,05$.

Dapat disimpulkan bahwa H_0 ditolak artinya ada autokorelasi. Hasil dari uji autokorelasi dapat dilihat pada lampiran 2b.

4.2.4 Uji Korelasi

Uji korelasi merupakan salah satu metode untuk mengetahui seberapa besar hubungan (korelasi) diantara variabel yang sedang diteliti.

Hipotesis yang digunakan adalah sebagai berikut:

H_0 : Tidak ada korelasi

H_1 : Ada korelasi

Hasil uji korelasi ditampilkan pada hasil *output* program di bawah ini.

Tabel 4.5 Uji Korelasi

r_{xy}	0,375
$p - value$	0,009

(Sumber: *Output Minitab*)

Berdasarkan pada tabel 4.5 hasilnya menunjukkan bahwa nilai $r_{xy} = 0,375$.

Sedangkan t_{hitung} didapatkan dengan menggunakan persamaan (2.6) yaitu:

$$\begin{aligned}
 t_{hitung} &= \frac{r_{xy}\sqrt{n-2}}{\sqrt{1-r^2}} \\
 &= \frac{0,375\sqrt{48-2}}{\sqrt{1-(0,375)^2}} \\
 &= \frac{0,375\sqrt{46}}{\sqrt{1-0,141}} \\
 &= \frac{0,375\sqrt{46}}{\sqrt{0,859}} \\
 &= \frac{0,375 \times 6,782}{0,927}
 \end{aligned}$$

$$= \frac{2,543}{0,927}$$

$$= 2,743$$

Didapatkan $t_{hitung} = 2,743 > t_{tabel} = 1,67866$ (dapat dilihat pada lampiran 7c) sehingga dapat disimpulkan bahwa H_0 ditolak artinya ada korelasi. Hasil dari uji korelasi dapat dilihat pada lampiran 2c.

4.3 ARIMA Variasi Kalender

4.3.1 Stasioneritas dalam *Mean* dan *Varian*

Pemodelan ARIMA dilakukan dengan menganalisis residual hasil pemodelan dengan analisis regresi. Langkah pertama dalam memodelkan ARIMA adalah uji stasioneritas residual. Untuk melihat data stasioner terhadap *mean* adalah dengan menggunakan uji ADF. Hipotesis yang digunakan adalah sebagai berikut:

H_0 : terdapat *unit root* atau data tidak stationer dalam model

H_1 : tidak terdapat *unit root* atau data stationer dalam model

Hasil pengujian uji ADF ditampilkan pada hasil *output* program di bawah ini.

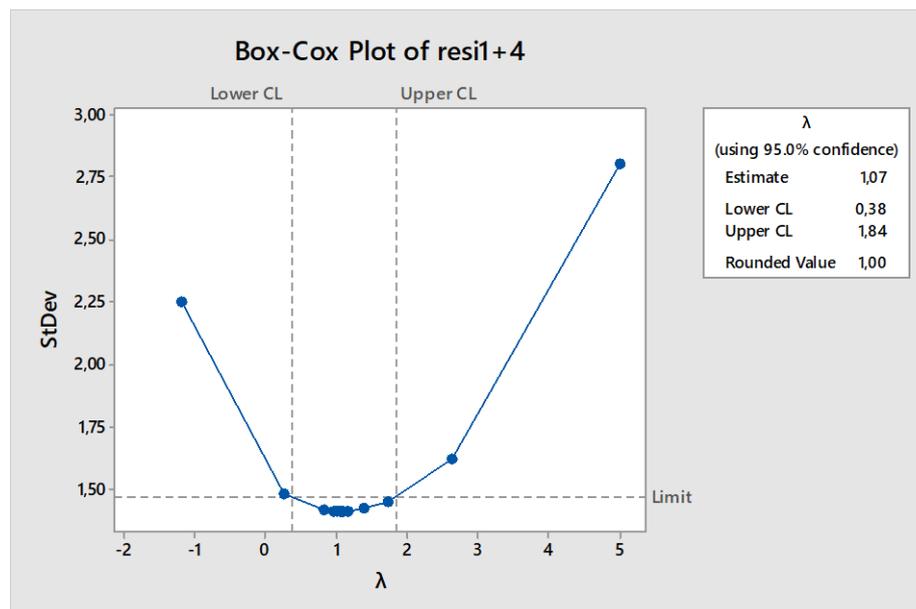
Tabel 4.6 Uji ADF

	<i>t-Statistic</i>	<i>Prob</i>
<i>Augmented Dickey-Fuller test statistic</i>	-6,876608	
<i>Test critical values:</i> 1% level	-3,581152	0,0000
5% level	-2,96622	
10% level	-2,601424	

(Sumber: *Output Eviews*)

Berdasarkan pada tabel 4.6 hasilnya menunjukkan bahwa $ADF = -6,876608 <$ nilai kritis 5% $= -2,96622$, maka dapat disimpulkan bahwa H_0 ditolak artinya tidak terdapat *unit root* atau data stasioner dalam model. Hasil dari uji stasioneritas dalam *mean* dapat dilihat pada lampiran 2d.

Data inflasi Kota Tual, Maluku pada umumnya terdiri dari beberapa data negatif. Dalam proses analisis model ARIMA menggunakan minitab, seharusnya data yang digunakan merupakan data yang positif, sehingga pada data ini akan dilakukan pergeseran titik nol ke titik 4 dengan cara menambahkan setiap data dengan konstanta 4.



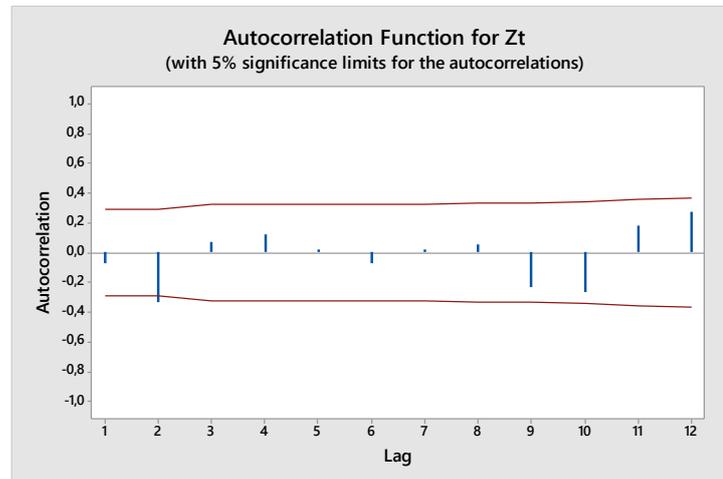
Gambar 4.3 *Box-cox* Plot
(Sumber: *Output Minitab*)

Uji stasioner dalam varian dilakukan dengan cara melihat hasil transformasi *box-cox*. Jika nilai dari parameter λ yang diperoleh masih kurang dari nilai 1 maka perlu dilakukan transformasi lagi agar varians data menjadi konstan. Berdasarkan pada gambar 4.3 menunjukkan *rounded value* (λ) = 1 yang artinya data tersebut sudah stasioner terhadap varian sehingga tidak perlu dilakukan transformasi lagi.

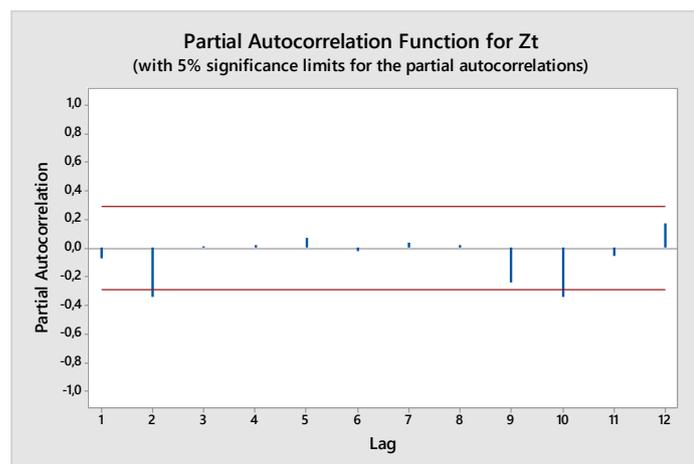
4.3.2 Identifikasi Model ARIMA Variasi Kalender

Beberapa model ARIMA yang mungkin terbentuk dapat diketahui melalui plot ACF dan PACF. Plot ACF dapat dilihat pada gambar 4.4

menunjukkan bahwa terdapat satu *lag* yang keluar dari *confidence interval* yaitu pada lag ke-2. Plot PACF dapat dilihat pada gambar 4.5 menunjukkan bahwa terdapat *lag* yang keluar dari *confidence interval* yaitu pada lag ke-2 dan 10.



Gambar 4.4 ACF
(Sumber: *Output Minitab*)



Gambar 4.5 PACF
(Sumber: *Output Minitab*)

Dari gambar 4.4 dan 4.5 didapatkan alternatif model yang dapat digunakan yaitu AR(1), AR(2), MA(1), MA(2), ARMA(1,1), ARMA(1,2), ARMA(2,1) dan ARMA(2,2). Selanjutnya adalah memilih model terbaik. Model yang baik memiliki parameter yang signifikan dengan nilai *p-value* kurang dari nilai $\alpha(0,05)$. Berikut ini adalah uji signifikansi parameter dari alternatif model yang dapat digunakan:

Tabel 4.7 Uji Signifikasi Parameter

Model	Parameter	Estimasi	<i>p-value</i>	Keputusan
AR(1)	β_0	0,10746	0,5186	Tidak Signifikan
	ϕ_1	-0,27251	0,0749	Tidak Signifikan
	β_1	2,50011	0,0012	Signifikan
AR(2)	β_0	0,12565	0,3543	Tidak Signifikan
	ϕ_1	-0,31943	0,0414	Signifikan
	ϕ_2	-0,27366	0,0675	Tidak Signifikan
	β_1	2,22713	0,0029	Signifikan
MA(1)	β_0	0,10932	0,4412	Tidak Signifikan
	θ_1	0,33967	0,0207	Signifikan
	β_1	2,43284	0,0010	Signifikan
MA(2)	β_0	0,11895	0,4061	Tidak Signifikan
	θ_1	0,29554	0,0633	Tidak Signifikan
	θ_2	0,05587	0,7245	Tidak Signifikan
	β_1	2,29733	0,0034	Signifikan
ARMA(1,1)	β_0	0,11098	0,4420	Tidak Signifikan
	θ_1	0,36173	0,4083	Tidak Signifikan
	ϕ_1	0,02988	0,9499	Tidak Signifikan
	β_1	2,40899	0,0022	Signifikan
ARMA(1,2)	β_0	0,10997	0,4282	Tidak Signifikan
	θ_1	-0,50105	0,0717	Tidak Signifikan
	θ_2	0,37594	0,0141	Signifikan
	ϕ_1	-0,70198	0,0127	Signifikan
	β_1	2,41715	0,0005	Signifikan
ARMA(2,1)	β_0	0,14212	0,7113	Tidak Signifikan
	θ_1	0,99999	0,0004	Signifikan
	ϕ_1	0,70521	0,0080	Signifikan
	ϕ_2	0,23912	0,1922	Tidak Signifikan
	β_1	2,32424	0,0036	Signifikan
ARMA(2,2)	β_0	0,09795	0,4988	Tidak Signifikan
	θ_1	-0,71937	0,0584	Tidak Signifikan
	θ_2	0,10875	0,7790	Tidak Signifikan
	ϕ_1	-0,97892	0,0090	Signifikan
	ϕ_2	-0,34078	0,3574	Tidak Signifikan
	β_1	2,60431	0,0004	Signifikan

(Sumber: *Output SAS*)

Tabel 4.7 menunjukkan bahwa ada 1 model yang parameternya signifikan yaitu MA(1), karena nilai *p-value* pada orde MA yang dihasilkan lebih kecil dari $\alpha = 0,05$. Hasil dari uji signifikansi parameter dapat dilihat pada lampiran 3.

4.3.3 Uji Diagnostik

1. Uji *White Noise*

Model yang sudah signifikan tersebut akan dilakukan pemeriksaan diagnostik pada residual. Uji asumsi residual *white noise* dengan hipotesis sebagai berikut:

H_0 : residual memenuhi asumsi *white noise*

H_1 : residual tidak memenuhi asumsi *white noise*

Nilai uji statistik Q didapatkan dari persamaan (2.24) berikut:

$$\begin{aligned}
 Q^* &= n(n+2) \sum_{j=1}^k \frac{\hat{\rho}_j^2}{n-j} \\
 &= 48(48+2) \left(\frac{(0,006)^2}{48-1} + \frac{(-0,105)^2}{48-2} + \frac{(0,217)^2}{48-3} + \frac{(0,08)^2}{48-4} + \frac{(0,124)^2}{48-5} + \right. \\
 &\quad \left. \frac{(-0,151)^2}{48-6} \right) \\
 &= 48(50) \left(\frac{0,00036}{47} + \frac{0,011025}{46} + \frac{0,047089}{45} + \frac{0,0064}{44} + \frac{0,015376}{43} + \frac{0,022801}{42} \right) \\
 &= 48(50)(0,002332779) \\
 &= 5,6
 \end{aligned}$$

Selengkapnya hasil pengujian *white noise* pada residual data ditampilkan pada hasil *output* program di bawah ini.

Tabel 4.8 Uji *White Noise*

Model	Lag ke-	Q	$\chi^2_{\alpha;df=n-k}$	$P - value$
MA(1)	6	5,60	11,07	0,3467
	12	10,81	19,68	0,4592
	18	20,30	27,59	0,2590
	24	24,94	35,17	0,3533

(Sumber: *Output SAS*)

Berdasarkan tabel 4.8 menunjukkan bahwa semua *lag* memenuhi $Q^* < \chi^2_{0,05}$ (dapat dilihat pada lampiran 7d) dan $p - value > \alpha = 0,05$,

sehingga dapat disimpulkan bahwa H_0 diterima artinya residual memenuhi asumsi *white noise*. Hasil dari uji *white noise* dapat dilihat pada lampiran 4b.

2. Uji Normalitas Residual

Uji Normalitas Residual menggunakan uji *Kolmogorov-Smirnov* dengan hipotesis sebagai berikut:

H_0 : Residual berdistribusi normal

H_1 : Residual tidak berdistribusi normal

Hasil pengujian asumsi normalitas pada residual data ditampilkan pada hasil *output* program 4.9.

Tabel 4.9 Uji Normalitas

Model	<i>Kolmogorov-Smirnov</i>	<i>P-value</i>
MA(1)	0,103641	> 0,1500

(Sumber: *Output SAS*)

Berdasarkan tabel 4.9 dapat dilihat nilai $KS = 0,103641 < KS_{\alpha} = 0,188$ (dapat dilihat pada lampiran 7a) dan nilai $P - value = 0,1500 > \alpha = 0,05$, sehingga disimpulkan bahwa H_0 diterima artinya residual berdistribusi normal. Hasil dari uji normalitas dapat dilihat pada lampiran 4c.

4.4 ARIMA Variasi Kalender dengan Deteksi *Outlier*

4.4.1 Deteksi *Outlier* Pada Model MA(1)

Untuk mengetahui ada atau tidaknya *outlier* dalam data, maka dilakukan deteksi *outlier*. Hasil deteksi *outlier* yang ditemukan pada model MA(1) dapat dilihat pada hasil *output* program dibawah ini:

Tabel 4.10 Deteksi *Outlier*

Model	<i>Outlier</i>	Tipe
MA(1)	15	<i>Additive</i>
	6	<i>Additive</i>
	27	<i>Additive</i>
	26	<i>Additive</i>

(Sumber: *Output SAS*)

Hasil deteksi *outlier* pada model MA(1) menunjukkan bahwa pada model tersebut terdeteksi 4 *outlier* yaitu pada data ke-15, 6, 27 dan 26 dengan tipe AO (*Additive Outlier*). Hasil uji signifikansi parameter MA(1) dengan deteksi *outlier* dapat dilihat pada hasil *output* program di bawah ini:

Tabel 4.11 Uji Signifikansi Parameter *Outlier*

Model	Parameter	Estimasi	<i>p-value</i>	Keputusan
MA(1)	β_0	0,16061	0,0280	Signifikan
	θ_1	0,70593	<0,0001	Signifikan
	β_1	1,27920	0,0194	Signifikan
	ω_{AO15}	-3,22352	0,0001	Signifikan
	ω_{AO6}	4,81917	<0,0001	Signifikan
	ω_{AO27}	-2,32492	0,0264	Signifikan
	ω_{AO26}	2,62672	0,0142	Signifikan

(Sumber: *Output SAS*)

Tabel 4.11 menunjukkan bahwa semua *p-value* yang dihasilkan kurang dari $\alpha = 5\%$ artinya model MA(1) signifikan. Hasil dari uji signifikansi parameter MA(1) dengan *outlier* dapat dilihat pada lampiran 5a.

4.4.2 Uji Diagnostik

1. Uji *White Noise*

Model yang sudah signifikan tersebut akan dilakukan pemeriksaan diagnostik pada residual. Uji asumsi residual *white noise* dengan hipotesis sebagai berikut:

$$H_0 : \text{residual memenuhi asumsi } \textit{white noise}$$

H_1 : residual tidak memenuhi asumsi *white noise*

Nilai uji statistik Q didapatkan dari persamaan (2.24) berikut:

$$\begin{aligned}
 Q^* &= n(n+2) \sum_{j=1}^k \frac{\hat{\rho}_j^2}{n-j} \\
 &= 48(48+2) \left(\frac{(-0,003)^2}{48-1} + \frac{(-0,087)^2}{48-2} + \frac{(-0,023)^2}{48-3} + \frac{(-0,034)^2}{48-4} + \frac{(0,428)^2}{48-5} + \right. \\
 &\quad \left. \frac{(-0,014)^2}{48-6} \right) \\
 &= 48(50) \left(\frac{0,000009}{47} + \frac{0,007569}{46} + \frac{0,000529}{43} + \frac{0,001156}{45} + \frac{0,183184}{44} + \frac{0,000196}{42} \right) \\
 &= 48(50)(0,004467523) \\
 &= 10,70
 \end{aligned}$$

Selengkapnya hasil pengujian *white noise* pada residual data ditampilkan pada hasil *output* program di bawah ini.

Tabel 4.12 Uji *White Noise Outlier*

Model	Lag ke-	Q	$\chi^2_{\alpha; df=n-k}$	$P - value$
MA(1)	6	10,70	11,07	0,0577
	12	12,73	19,68	0,3117
	18	16,49	27,59	0,4894
	24	20,13	35,17	0,6340

(Sumber: *Output SAS*)

Berdasarkan tabel 4.12 menunjukkan bahwa semua *lag* memenuhi $Q^* < \chi^2_{0,05}$ (dapat dilihat pada lampiran 7d) dan $p - value > \alpha = 0,05$, sehingga dapat disimpulkan bahwa H_0 diterima artinya residual memenuhi asumsi *white noise*. Hasil dari uji *white noise* dapat dilihat pada lampiran 5b.

2. Uji Normalitas Residual

Uji asumsi residual berdistribusi normal menggunakan uji *Kolmogorov-Smirnov* dengan hipotesis sebagai berikut:

H_0 : Residual berdistribusi normal

H_1 : Residual tidak berdistribusi normal

Hasil pengujian asumsi normalitas pada residual data ditampilkan pada hasil *output* program berikut.

Tabel 4.13 Uji Normalitas Residual *Outlier*

Model	<i>Kolmogorov-Smirnov</i>	<i>P-value</i>
MA(1)	0,088384	> 0,1500

(Sumber: *Output SAS*)

Berdasarkan tabel 4.13 dapat dilihat nilai $KS = 0,088384 < KS_{\alpha} = 0,188$ (dapat dilihat pada lampiran 7a) dan nilai $P - value = 0,1500 > \alpha = 0,05$, sehingga disimpulkan bahwa H_0 diterima artinya residual berdistribusi normal. Hasil dari uji normalitas dapat dilihat pada lampiran 5c.

4.5 Pemilihan Model Terbaik

Pemilihan model terbaik dilakukan apabila terdapat lebih dari satu model yang signifikan dan memenuhi asumsi uji diagnostik. Model yang telah signifikan dan memenuhi uji asumsi diagnostik hanya terdapat satu model, yaitu MA(1). Pada penelitian ini model MA(1) akan dibandingkan dengan model MA(1) dengan penambahan deteksi *outlier*. Pemilihan model terbaik berdasarkan nilai AIC dan MSE yang paling kecil. Hasil perbandingan kriteria kebaikan model dapat dilihat pada tabel 4.14.

Tabel 4.14 Model Terbaik

Model	AIC	MSE
MA(1)	166,3345	0,708338
MA(1) dengan 4 <i>outlier</i>	141,69	0,393547

Dapat dilihat pada tabel 4.14 menunjukkan bahwa nilai AIC dan MSE terkecil yaitu pada model MA(1) dengan 4 *outlier*, dengan nilai $AIC = 141,69$ dan

MSE=0,393547. Maka dapat disimpulkan bahwa model MA(1) dengan 4 *outlier* adalah model terbaik.

4.6 Hasil Peramalan

Model variasi kalender MA(1) dengan penambahan deteksi *outlier* yaitu pada data ke-15, 6, 27 dan 26 menghasilkan parameter yang signifikan dan menghasilkan nilai AIC dan MSE terkecil, sehingga dapat digunakan untuk peramalan inflasi Kota Tual Maluku. Perhitungan peramalan untuk periode selanjutnya menggunakan model variasi kalender sesuai persamaan (2.21) dan penambahan deteksi *outlier* sesuai persamaan (2.26) sebagai berikut:

$$\begin{aligned}
 Z_t &= L_t + N_t \\
 &= \beta_0 + \beta_1 X_{1,t} - \theta_1 e_{t-1} + \omega I_t^{(T)} + e_t \\
 &= 0,16061 + 1,2792 X_{1,t} - 0,70593 e_{t-1} - 3,22352 I_t^{T=15} + \\
 &\quad 4,81917 I_t^{T=6} - 2,32492 I_t^{T=27} + 2,62672 I_t^{T=26} + e_t
 \end{aligned}
 \tag{4.1}$$

Persamaan (4.1) diperoleh dari tabel 4.11, yaitu hasil estimasi dari model MA(1). Hasil peramalan untuk periode selanjutnya sampai dengan akhir tahun 2022 dapat dilihat pada tabel 4.15.

Tabel 4.15 Hasil Peramalan

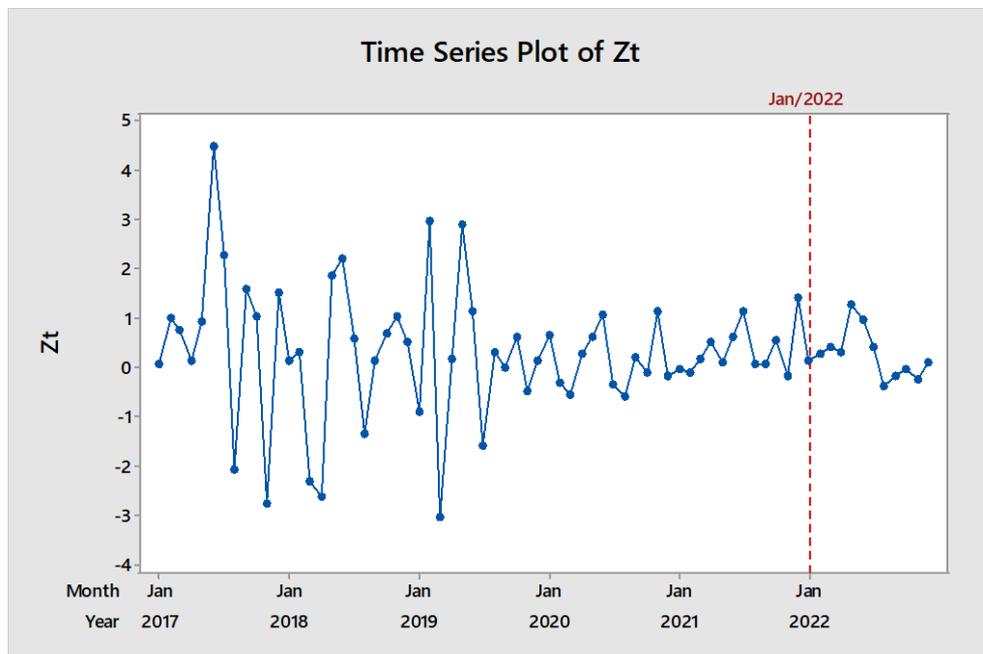
Tahun	Bulan	Hasil Peramalan
2022	Januari	0,14995
	Februari	0,287642
	Maret	0,42014
	April	0,316013
	Mei	1,29581
	Juni	0,997709
	Juli	0,420187
	Agustus	-0,36165
	September	-0,16528
	Oktober	-0,00548
	November	-0,23858
	Desember	0,105138

Hasil peramalan didapatkan dengan menggunakan persamaan (4.1) yaitu:

$$\begin{aligned}
 Z_t &= 0,16061 + 1,2792X_t - 0,70593e_{t-1} - 3,22352I_t^{T=15} + 4,81917I_t^{T=6} - \\
 &\quad 2,32492I_t^{T=27} + 2,62672I_t^{T=26} + e_t \\
 &= 0,16061 + 1,2792(0) - 0,70593(0,0151) - 3,22352(0) + \\
 &\quad 4,81917(0) - 2,32492(0) + 2,62672(0) + e_t \\
 &= 0,16061 - 0,010659543 + e_t \\
 &= 0,14995 + e_t
 \end{aligned}$$

Nilai e_{t-1} yaitu 0,0151 didapatkan dari nilai residual pada saat $t - 1$ atau data sebelumnya. Nilai residual dari data sebelumnya dapat dilihat pada lampiran 6.

Hasil peramalan pada tabel 4.15 dibentuk plot yang menggabungkan data inflasi sebelumnya dengan hasil peramalan yang didapatkan seperti pada gambar 4.6.



Gambar 4.6 Plot Data Peramalan
(Sumber: *Output Minitab*)

4.7 Kajian Agama tentang Peramalan

Dalam kitab suci Al Qu'ran peramalan disinggung dalam surah al-anfal ayat 53 yang artinya adalah:

Yang demikian itu karena sesungguhnya Allah tidak akan mengubah keadaan suatu nikmat yang telah diberikan-Nya kepada suatu kaum, hingga kaum itu mengubah apa yang ada pada diri mereka sendiri. Sungguh Allah Maha Mendengar, Maha Mengetahui (Qs. Al-Anfal/ 10: 53).

M. Quraish Shihab (2002) dalam tafsir Al-Mishbah mengemukakan maksud dari ayat yang telah dipaparkan bahwa sesungguhnya Allah sekali-kali tidak akan mengubah suatu nikmat sedikit atau besar yang telah dianugerahkan-Nya kepada suatu kaum, tidak juga sebaliknya mengubah kesengsaraan yang dialami oleh suatu kaum menjadi kebahagiaan hingga kaum itu sendiri terlebih dahulu mengubah apa yang ada pada diri mereka sendiri, yakni untuk memperoleh nikmat tambahan mereka harus menjadi lebih baik.

Hubungan ayat tersebut dengan peramalan bahwa jika hasil peramalan tidak sesuai dengan apa yang diinginkan maka keadaan tersebut bisa diubah jika ada usaha untuk merubahnya. Begitu pula sebaliknya, jika hasil peramalan sudah sesuai dengan apa yang diinginkan maka keadaan tersebut bisa berubah jika tidak ada usaha untuk mempertahankannya.

Begitu juga pada pemodelan variasi kalender, jika dalam pemodelan yang terpilih tidak memenuhi asumsi normalitas residual maka dapat dilakukan deteksi *outlier* untuk menormalkan residual, sehingga model dapat digunakan untuk peramalan. Jika tidak dilakukan deteksi *outlier* pada model yang tidak berdistribusi normal, maka model tidak akan dapat digunakan untuk peramalan.

BAB V

PENUTUP

5.1 Kesimpulan

Berdasarkan pembahasan pada penelitian ini, maka dapat disimpulkan bahwa model variasi kalender yang terpilih untuk meramalkan inflasi Kota Tual Maluku pada periode selanjutnya ialah model MA(1) dengan variabel eksogen bulan pada saat terjadinya hari raya idul fitri (X_t), dan dengan penambahan 4 *outlier* yaitu pada data ke-15, 6, 27 dan 26. Persamaan model MA(1) yang diperoleh adalah sebagai berikut:

$$Z_t = 0,16061 + 1,2792X_{1,t} - 0,70593e_{t-1} - 3,22352I_t^{T=15} + 4,81917I_t^{T=6} \\ - 2,32492I_t^{T=27} + 2,62672I_t^{T=26} + e_t$$

Hasil peramalan inflasi Kota Tual Maluku pada tahun 2022 menunjukkan bahwa inflasi tertinggi terjadi pada bulan Mei 2022 yaitu bulan pada saat hari raya idul fitri, dan inflasi terendah terjadi pada bulan Agustus 2022.

5.2 Saran

Peramalan pada penelitian ini hanya menggunakan variabel *dummy* efek variasi kalender hari raya idul fitri, pada penelitian berikutnya disarankan untuk melakukan peramalan dengan menambahkan variabel *dummy* yang lain, seperti efek tahun baru, hari raya idul adha, dan lain-lain.

DAFTAR PUSTAKA

- Adwin S. Atmadja. 1999. "Inflasi Indonesia: Sumber Sumber Penyebab dan Pengendaliannya". *Jurnal Akutansi dan Keuangan*, 1(1): 54-67.
- Agustini, R. 2018. Kriteria Pemilihan Model Peramalan Terbaik Berdasarkan Kriteria Informasi. *PROSDING STATISTIKA*, 4(1): 57-64.
- Al-Hifnawi, M.I. 2008. *Tafsir Al Qurthubi*. Jakarta: Pustaka Azzam.
- Al-Jazairi, S,A,B,J. 2007. *Tafsir Al-qur'an Al-aisar*. Jakarta: Darus Sunnah Press.
- Al-Qur'an Terjemahan. 2015. *Department Agama RI*. Bandung: CV. Darus Sunnah.
- Arsyad, L. 2001. *Peramalan Bisnis*. Yogyakarta: BPFE-Yogyakarta.
- Astuti, A.P. 2016. *Analisis Prediksi Jumlah Wisatawan Mancanegara yang Masuk Melalui Pintu Kedatangan Entikong Menggunakan Metode SARIMA dengan Software Eviews*. Skripsi dipublikasikan. Semarang: Universitas Negeri Semarang.
- Aulia,R.S dan Atok, R.M. 2017. Penentuan Panjang Optimal Data Deret Waktu Bebas Outlier dengan Menggunakan Metode Window Time. *Jurnal Sains dan Seni ITS*, 6(1): 137-143.
- Badan Pusat Statistik (BPS). 2019. Inflasi Kota Tual. (online), <https://tualkota.bps.go.id/pressrelease/2019/08/02/183/kota-tual-pada-juli-2019-mengalami-deflasi-sebesar-1-55-persen.html>, diakses 1 Agustus 2019.
- Bell, W.R dan Hillmer, S.C. 1983. Modeling Time Series With Calendar Variation, *Journal of Bussiness and Economic Statistic*, 78(383): 526-534.
- Berlian, A.L, Wilandari, Y dan Yasin, H. 2014. *Peramalan Inflasi Menurut Kelompok Pengeluaran Makanan Jadi, Minuman, Rokok dan Tembakau Menggunakan Model Variasi Kalender*. Semarang: *Jurnal Gaussian*.
- Budiarti, L., Tarno dan Warsito, B. 2013. Analisis Intervensi dan Deteksi Outlier pada Data Wisatawan Domestik. *Jurnal Gaussian*, 2(1): 40-48.
- Cryer, J.D dan Chan, K.D. 2008. *Time Series Analysis Second Edition: With Application in R*. USA: Springer Science and Businiess Media.
- Dayuh, R.N. 2011. *Statistika Deskriptif untuk Ekonomi dan Bisnis*. Bali: Udayana University Press.
- Ekananda, M. 2014. *Analisis Data Time Series*. Jakarta: Mitra Wacana Media.

- Ghozali, Imam. 2011. *Aplikasi Analisis Multivariate dengan Program IBM SPSS 19*. Semarang : Badan Penerbit Universitas Diponegoro.
- Harjunata, dkk. 2016. Analisis Faktor-faktor yang Mempengaruhi Inflasi di Indonesia Periode 2000-2014. *Jurnal Berkala Ilmiah Efisiensi*, 16(1): 706-717.
- Hendrawan, B. 2012. Penerapan Model Arima Dalam Memprediksi IHSG. *Jurnal Integrasi*, 4(2): 205-211.
- Karim dan Adiwarmanto, A. 2007. *Ekonomi Makro Islami*. Jakarta: PT. RajaGrafindo Persada.
- Kuncoro, M. 2007. *Metode Kuantitatif Teori dan Aplikasi untuk Bisnis dan Ekonomi*. Yogyakarta: UPP STIM YKPN.
- Liu, L.M. 1986. "Identification of Time Series Models in Presence of Calendar Variation". *International journal and Forecasting*, 2(3): 357-372.
- Lusikooy, J., Nainggolan, N dan Titaley, J. 2017. Prediksi Harga Tutup Saham PT. Garuda Indonesia, Tbk Menggunakan Metode ARIMA. *Jurnal MIPA UNSRAT*, 6(1): 74-77.
- Makridakis, S, Wheelwright, S.C dan Mcgee, V.E. 1999. *Metode dan Aplikasi Peramalan*. Jakarta: Penerbit Erlangga
- Mankiw, N. Gregory. 2003. *Teori Makroekonomi*. Jakarta: Erlangga.
- Montgomery, Douglas, C. 2012. *Introduction to Statistical Quality Control*. New York: John Wiley & Sons, Inc.
- Mulyono, S. 2000. *Peramalan Bisnis dan Ekonometrika*. Jakarta: BPFE-Yogyakarta.
- Nurmalasari, R. 2017. *Analisis Faktor-faktor yang Mempengaruhi Indeks Pembangunan Manusia (IPM) Menggunakan Metode Regresi Logistik Ordinal*. Semarang: Universitas Diponegoro.
- Rosadi, D. 2012. *Ekonometrika & Analisis Runtun Waktu Terapan*. Yogyakarta. Andi Yogyakarta.
- Rukini. 2014. Model Arimax dan Deteksi Garch untuk Peramalan Inflasi Kota Denpasar Tahun 2014. *Jurnal Ekonomi Kuantitatif Terapan*. 7(2): 168-182.
- Sembiring, R.K. 1995. *Analisis Regresi*. Bandung: ITB.
- Shihab, Q.M. 2002. *Tafsir Al-Mishbah*. Jakarta: Lentera Hati.

- Stephani, C.A. 2015. Peramalan Inflasi Nasional Berdasarkan Faktor Ekonomi Makro Menggunakan Pendekatan Time Series Klasik dan Anfis. *Jurnal Sains dan Seni ITS*, 4(1): 67-72.
- Suparti dan Sa'adah, A.F. 2015. Analisis Data Inflasi Indonesia Menggunakan Model Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA) dengan Penambahan Outlier. *Media Statistika*, 8(1): 1-11.
- Supranto, J. 1994. *Statistik Teori dan Aplikasi Jilid 2*. Jakarta: Erlangga.
- Suryaningtyas, W. 2011. Peramalan Volume Penjualan Celana Panjang di Boyolali dengan Menggunakan Model Variasi Kalender. *Prosiding*, 78-88.
- Tandelilin, Eduardus. 2001. *Analisis Investasi dan Manajemen Portofolio*. BPFE Yogyakarta: Yogyakarta.
- Triyani, Winda dan Reorita, R. 2012. Kajian Pemodelan Deret Waktu : Metode Variasi Kalender yang Dipengaruhi Oleh Efek Variasi Liburan. *JMP*, 4(1): 135-146.
- Usman, H., & Akbar, R. P. 2000. *Pengantar Statistika*. Jakarta: Bumi Aksara.
- Utari, G.A.D, Cristina, R, Pambudi, S. 2015. *Inflasi di Indonesia: Karakteristik dan Pengendaliannya*. Jakarta: BI Institute.
- Wahyuningsih. 2017. Model Penjualan Plywood PT.Linggarjati Mahardika Mulia. *Prosiding Si Manis*. 1(1): 52-57.
- Wei, W.W.S. 2006. *Time series Analysis Univariate and Multivariate Methods*. New York: Pearson education, Inc.
- Widhianti, N dan Wutsqa, D.U. 2013. Peramalan Banyak Penumpang Kereta Daerah Operasi VI Yogyakarta Menggunakan Model Time Series dengan Variasi Kalender Islam Regarima. *Prosiding*, 181-190.
- Yamin, Sofyan, Lien A. Rachmach, dan Heri Kurniawan. 2011. *Regresi Korelasi Dalam Genggaman Anda*. Jakarta: Salemba Empat.
- Yuniarti, D. 2012. Peramalan Jumlah Penumpang yang Berangkat Melalui Bandar Udara Termindung Samarinda Tahun 2012 dengan Metode Arima Box Jenkins. *Jurnal Eksponensial*, 3(1): 25-32.

LAMPIRAN

Lampiran 1. Data Bulanan Inflasi Kota Tual Maluku dan Variabel Eksogen
(Variabel Dummy Bulan Terjadinya Hari Raya Idul Fitri)

Tahun	Bulan	Inflasi	X_t
2017	Januari	0,1	0
	Februari	1,03	0
	Maret	0,78	0
	April	0,16	0
	Mei	0,96	0
	Juni	4,48	1
	Juli	2,29	0
	Agustus	-2,05	0
	September	1,59	0
	Oktober	1,05	0
	November	-2,74	0
	Desember	1,54	0
2018	Januari	0,15	0
	Februari	0,33	0
	Maret	-2,3	0
	April	-2,6	0
	Mei	1,88	0
	Juni	2,22	1
	Juli	0,6	0
	Agustus	-1,31	0
	September	0,14	0
	Oktober	0,71	0
	November	1,04	0
	Desember	0,52	0
2019	Januari	-0,87	0
	Februari	2,98	0
	Maret	-3,03	0
	April	0,18	0
	Mei	2,91	0
	Juni	1,15	1
	Juli	-1,55	0
	Agustus	0,34	0
	September	0,01	0
	Oktober	0,65	0
	November	-0,46	0
	Desember	0,15	0

Lampiran 1. Data Bulanan Inflasi Kota Tual Maluku dan Variabel Eksogen
(Variabel Dummy Bulan Terjadinya Hari Raya Idul Fitri) (**Lanjutan**)

2020	Januari	0,68	0
	Februari	-0,29	0
	Maret	-0,55	0
	April	0,31	0
	Mei	0,65	1
	Juni	1,07	0
	Juli	-0,34	0
	Agustus	-0,57	0
	September	0,21	0
	Oktober	-0,09	0
	November	1,15	0
	Desember	-0,16	0
2021	Januari	-0,03	0
	Februari	-0,08	0
	Maret	0,2	0
	April	0,52	0
	Mei	0,11	1
	Juni	0,63	0
	Juli	1,16	0
	Agustus	0,10	0
	September	0,07	0
	Oktober	0,56	0
	November	-0,16	0
	Desember	1,44	0

Lampiran 2. Uji Asumsi Klasik dan Stasioneritas

a. Uji Heteroskedastisitas

Heteroskedasticity Test: Glejser			
F-statistic	0.273013	Prob. F(1,46)	0.6038
Obs*R-squared	0.283202	Prob. Chi-Square(1)	0.5946
Scaled explained SS	0.343007	Prob. Chi-Square(1)	0.5581

b. Uji Autokorelasi

F-statistic	3.276880	Prob. F(2,44)	0.0471
Obs*R-squared	6.222692	Prob. Chi-Square(2)	0.0445

c. Uji Korelasi

Correlation: Zt; Xt	
Pearson correlation of Zt and Xt	= 0,375
P-Value	= 0,009

d. Uji Stasioneritas Dalam Mean

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.876608	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.581152	
5% level	-2.926622	
10% level	-2.601424	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Lampiran 3. Pemilihan Model ARIMA

a. Output AR(1)

Conditional Least Squares Estimation							
Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr > t	Lag	Variable	Shift
MU	0.10746	0.16516	0.65	0.5186	0	Zt	0
AR1,1	-0.27251	0.14944	-1.82	0.0749	1	Zt	0
NUM1	2.50011	0.72489	3.45	0.0012	0	X1t	0

b. Output AR(2)

Conditional Least Squares Estimation							
Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr > t	Lag	Variable	Shift
MU	0.12565	0.13422	0.94	0.3543	0	Zt	0
AR1,1	-0.31943	0.15206	-2.10	0.0414	1	Zt	0
AR1,2	-0.27366	0.14597	-1.87	0.0675	2	Zt	0
NUM1	2.22713	0.70560	3.16	0.0029	0	X1t	0

c. Output MA(1)

Conditional Least Squares Estimation							
Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr > t	Lag	Variable	Shift
MU	0.10932	0.14067	0.78	0.4412	0	Zt	0
MA1,1	0.33967	0.14168	2.40	0.0207	1	Zt	0
NUM1	2.43284	0.69330	3.51	0.0010	0	X1t	0

d. Output MA(2)

Conditional Least Squares Estimation							
Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr > t	Lag	Variable	Shift
MU	0.11895	0.14179	0.84	0.4061	0	Zt	0
MA1,1	0.29554	0.15512	1.91	0.0633	1	Zt	0
MA1,2	0.05587	0.15749	0.35	0.7245	2	Zt	0
NUM1	2.29733	0.74252	3.09	0.0034	0	X1t	0

e. Output ARMA(1,1)

Conditional Least Squares Estimation							
Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr > t	Lag	Variable	Shift
MU	0.11098	0.14304	0.78	0.4420	0	Zt	0
MA1,1	0.36173	0.43330	0.83	0.4083	1	Zt	0
AR1,1	0.02988	0.47307	0.06	0.9499	1	Zt	0
NUM1	2.40899	0.73958	3.26	0.0022	0	X1t	0

Lampiran 3: Pemilihan Model ARIMA (Lanjutan)

f. Output ARMA(1,2)

Conditional Least Squares Estimation							
Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr > t	Lag	Variable	Shift
MU	0.10997	0.13750	0.80	0.4282	0	Zt	0
MA1,1	-0.50105	0.27139	-1.85	0.0717	1	Zt	0
MA1,2	0.37594	0.14695	2.56	0.0141	2	Zt	0
AR1,1	-0.70198	0.26983	-2.60	0.0127	1	Zt	0
NUM1	2.41715	0.64573	3.74	0.0005	0	X1t	0

g. Output ARMA(2,1)

Conditional Least Squares Estimation							
Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr > t	Lag	Variable	Shift
MU	0.14212	0.38151	0.37	0.7113	0	Zt	0
MA1,1	0.99999	0.25802	3.88	0.0004	1	Zt	0
AR1,1	0.70521	0.25373	2.78	0.0080	1	Zt	0
AR1,2	0.23912	0.18049	1.32	0.1922	2	Zt	0
NUM1	2.32424	0.75427	3.08	0.0036	0	X1t	0

h. Output ARMA(2,2)

Conditional Least Squares Estimation							
Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr > t	Lag	Variable	Shift
MU	0.09795	0.14356	0.68	0.4988	0	Zt	0
MA1,1	-0.71937	0.36973	-1.95	0.0584	1	Zt	0
MA1,2	0.10875	0.38504	0.28	0.7790	2	Zt	0
AR1,1	-0.97892	0.35762	-2.74	0.0090	1	Zt	0
AR1,2	-0.34078	0.36622	-0.93	0.3574	2	Zt	0
NUM1	2.60431	0.68102	3.82	0.0004	0	X1t	0

Lampiran 4. Model ARIMA Tanpa Deteksi Outlier

a. Output MA(1) Tanpa Deteksi *Outlier*

Conditional Least Squares Estimation							
Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr > t	Lag	Variable	Shift
MU	0.10932	0.14067	0.78	0.4412	0	Zt	0
MA1,1	0.33967	0.14168	2.40	0.0207	1	Zt	0
NUM1	2.43284	0.69330	3.51	0.0010	0	X1t	0
Constant Estimate				0.109319			
Variance Estimate				1.762905			
Std Error Estimate				1.327744			
AIC				166.3345			
SBC				171.9481			
Number of Residuals				48			
* AIC and SBC do not include log determinant.							

b. Uji White Noise

Autocorrelation Check of Residuals									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	5.60	5	0.3467	0.006	-0.105	0.217	0.080	0.124	-0.151
12	10.81	11	0.4592	0.002	-0.107	-0.217	-0.155	0.009	0.040
18	20.30	17	0.2590	-0.162	-0.039	-0.104	0.209	0.083	-0.193
24	24.94	23	0.3533	0.165	0.078	-0.079	0.004	0.118	0.003

c. Uji Normalitas

Tests for Normality				
Test	--Statistic--		-----p Value-----	
Shapiro-Wilk	W	0.967788	Pr < W	0.2074
Kolmogorov-Smirnov	D	0.103641	Pr > D	>0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq	0.102763	Pr > W-Sq	0.1006
Anderson-Darling	A-Sq	0.644495	Pr > A-Sq	0.0900

Lampiran 5. ARIMA dengan Penambahan *Outlier*

a. Output MA(1) dengan Penambahan *Outlier*

Conditional Least Squares Estimation							
Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr > t	Lag	Variable	Shift
MU	0.16061	0.07052	2.28	0.0280	0	Zt	0
MA1,1	0.70593	0.12905	5.47	<.0001	1	Zt	0
NUM1	1.27920	0.52576	2.43	0.0194	0	X1t	0
NUM2	-3.22352	0.76699	-4.20	0.0001	0	ao15	0
NUM3	4.81917	0.91670	5.26	<.0001	0	ao6	0
NUM4	-2.32492	1.00947	-2.30	0.0264	0	ao27	0
NUM5	2.62672	1.02513	2.56	0.0142	0	ao26	0
Constant Estimate				0.160607			
Variance Estimate				0.980159			
Std Error Estimate				0.99003			
AIC				141.69			
SBC				154.7884			
Number of Residuals				48			
* AIC and SBC do not include log determinant.							

b. Uji White Noise

Autocorrelation Check of Residuals									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	10.70	5	0.0577	-0.003	-0.087	-0.023	-0.034	0.428	-0.014
12	12.73	11	0.3117	-0.065	-0.000	-0.150	0.074	0.022	-0.012
18	16.49	17	0.4894	-0.164	0.011	0.023	-0.015	-0.027	-0.150
24	20.13	23	0.6340	0.137	0.110	-0.092	-0.026	-0.018	0.046

c. Uji Normalitas

Tests for Normality				
Test	--Statistic--		-----p Value-----	
Shapiro-Wilk	W	0.980945	Pr < W	0.6185
Kolmogorov-Smirnov	D	0.088384	Pr > D	>0.1500
Cramer-von Mises	W-Sq	0.067951	Pr > W-Sq	>0.2500
Anderson-Darling	A-Sq	0.411925	Pr > A-Sq	>0.2500

Lampiran 6. Residual Pada Data Sebelumnya

Obs	Forecast	Std Error	95% Confidence Limits		Actual	Residual
23	0.0287	0.9900	-1.9117	1.9691	1.0400	1.0113
24	-0.5533	0.9900	-2.4937	1.3871	0.5200	1.0733
25	-0.5971	0.9900	-2.5375	1.3434	-0.8700	-0.2729
26	2.9800	0.9900	1.0396	4.9204	2.9800	-0.0000
27	-2.1643	0.9900	-4.1047	-0.2239	-3.0300	-0.8657
28	0.7717	0.9900	-1.1687	2.7121	0.1800	-0.5917
29	0.5783	0.9900	-1.3621	2.5187	2.9100	2.3317
30	-0.2062	0.9900	-2.1466	1.7342	1.1500	1.3562
31	-0.7968	0.9900	-2.7372	1.1437	-1.5500	-0.7532
32	0.6923	0.9900	-1.2481	2.6328	0.3400	-0.3523
33	0.4093	0.9900	-1.5311	2.3498	0.0100	-0.3993
34	0.4425	0.9900	-1.4979	2.3829	0.6500	0.2075
35	0.0141	0.9900	-1.9263	1.9546	-0.4600	-0.4741
36	0.4953	0.9900	-1.4451	2.4357	0.1500	-0.3453
37	0.4044	0.9900	-1.5361	2.3448	0.6800	0.2756
38	-0.0340	0.9900	-1.9744	1.9065	-0.2900	-0.2560
39	0.3413	0.9900	-1.5991	2.2818	-0.5500	-0.8913
40	0.7898	0.9900	-1.1506	2.7303	0.3100	-0.4798
41	1.7785	0.9900	-0.1619	3.7190	0.6500	-1.1285
42	0.9573	0.9900	-0.9832	2.8977	1.0700	0.1127
43	0.0810	0.9900	-1.8594	2.0215	-0.3400	-0.4210
44	0.4578	0.9900	-1.4826	2.3982	-0.5700	-1.0278
45	0.8862	0.9900	-1.0542	2.8266	0.2100	-0.6762
46	0.6379	0.9900	-1.3025	2.5784	-0.0900	-0.7279
47	0.6745	0.9900	-1.2659	2.6149	1.1500	0.4755
48	-0.1751	0.9900	-2.1155	1.7653	-0.1600	0.0151

Lampiran 7. Tabel Uji

a. Tabel Kolmogorov Smirnov

Tabel Nilai Kritis Uji Kolmogorov-Smirnov

n	$\alpha = 0,20$	$\alpha = 0,10$	$\alpha = 0,05$	$\alpha = 0,02$	$\alpha = 0,01$
1	0,900	0,950	0,975	0,990	0,995
2	0,684	0,776	0,842	0,900	0,929
3	0,565	0,636	0,708	0,785	0,829
4	0,493	0,565	0,624	0,689	0,734
5	0,447	0,509	0,563	0,627	0,669
6	0,410	0,468	0,519	0,577	0,617
7	0,381	0,436	0,483	0,538	0,576
8	0,359	0,410	0,454	0,507	0,542
9	0,339	0,387	0,430	0,480	0,513
10	0,323	0,369	0,409	0,457	0,486
11	0,308	0,352	0,391	0,437	0,468
12	0,296	0,338	0,375	0,419	0,449
13	0,285	0,325	0,361	0,404	0,432
14	0,275	0,314	0,349	0,390	0,418
15	0,266	0,304	0,338	0,377	0,404
16	0,258	0,295	0,327	0,366	0,392
17	0,250	0,286	0,318	0,355	0,381
18	0,244	0,279	0,309	0,346	0,371
19	0,237	0,271	0,301	0,337	0,361
20	0,232	0,265	0,294	0,329	0,352
21	0,226	0,259	0,287	0,321	0,344
22	0,221	0,253	0,281	0,314	0,337
23	0,216	0,247	0,275	0,307	0,330
24	0,212	0,242	0,269	0,301	0,323
25	0,208	0,238	0,264	0,295	0,317
26	0,204	0,233	0,259	0,290	0,311
27	0,200	0,229	0,254	0,284	0,305
28	0,197	0,225	0,250	0,279	0,300
29	0,193	0,221	0,246	0,275	0,295
30	0,190	0,218	0,242	0,270	0,290
35	0,177	0,202	0,224	0,251	0,269
40	0,165	0,189	0,210	0,235	0,252
45	0,156	0,179	0,198	0,222	0,238
50	0,148	0,170	0,188	0,211	0,226
55	0,142	0,162	0,180	0,201	0,216
60	0,136	0,155	0,172	0,193	0,207
65	0,131	0,149	0,166	0,185	0,199

b. Tabel F

Titik Persentase Distribusi F untuk Probabilita = 0,05

df untuk penyebut (N2)	df untuk pembilang (N1)														
	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12	13	14	15
46	4.05	3.20	2.81	2.57	2.42	2.30	2.22	2.15	2.09	2.04	2.00	1.97	1.94	1.91	1.89
47	4.05	3.20	2.80	2.57	2.41	2.30	2.21	2.14	2.09	2.04	2.00	1.96	1.93	1.91	1.88
48	4.04	3.19	2.80	2.57	2.41	2.29	2.21	2.14	2.08	2.03	1.99	1.96	1.93	1.90	1.88
49	4.04	3.19	2.79	2.56	2.40	2.29	2.20	2.13	2.08	2.03	1.99	1.96	1.93	1.90	1.88
50	4.03	3.18	2.79	2.56	2.40	2.29	2.20	2.13	2.07	2.03	1.99	1.95	1.92	1.89	1.87

c. Tabel T

Titik Persentase Distribusi t (df = 41 – 80)

Pr	0.25	0.10	0.05	0.025	0.01	0.005	0.001
	0.50	0.20	0.10	0.050	0.02	0.010	0.002
41	0.68052	1.30254	1.68288	2.01954	2.42080	2.70118	3.30127
42	0.68038	1.30204	1.68195	2.01808	2.41847	2.69807	3.29595
43	0.68024	1.30155	1.68107	2.01689	2.41625	2.69510	3.29089
44	0.68011	1.30109	1.68023	2.01537	2.41413	2.69228	3.28607
45	0.67998	1.30065	1.67943	2.01410	2.41212	2.68959	3.28148
46	0.67986	1.30023	1.67866	2.01290	2.41019	2.68701	3.27710
47	0.67975	1.29982	1.67793	2.01174	2.40835	2.68456	3.27291
48	0.67964	1.29944	1.67722	2.01063	2.40658	2.68220	3.26891
49	0.67953	1.29907	1.67655	2.00958	2.40489	2.67995	3.26508
50	0.67943	1.29871	1.67591	2.00856	2.40327	2.67779	3.26141

d. Tabel Chi-Square

Titik Persentase Distribusi Chi-Square untuk d.f. = 1 - 50

Pr df	0.25	0.10	0.05	0.010	0.005	0.001
1	1.32330	2.70554	3.84146	6.63490	7.87944	10.82757
2	2.77259	4.60517	5.99146	9.21034	10.59663	13.81551
3	4.10834	6.25139	7.81473	11.34487	12.83816	16.26624
4	5.38527	7.77944	9.48773	13.27670	14.86026	18.46683
5	6.62568	9.23636	11.07050	15.08627	16.74960	20.51501
6	7.84080	10.64464	12.59159	16.81189	18.54758	22.45774
7	9.03715	12.01704	14.06714	18.47531	20.27774	24.32189
8	10.21885	13.36157	15.50731	20.09024	21.95495	26.12448
9	11.38875	14.68366	16.91898	21.66599	23.58935	27.87716
10	12.54886	15.98718	18.30704	23.20925	25.18818	29.58830
11	13.70069	17.27501	19.67514	24.72497	26.75685	31.26413
12	14.84540	18.54935	21.02607	26.21697	28.29952	32.90949
13	15.98391	19.81193	22.36203	27.68825	29.81947	34.52818
14	17.11693	21.06414	23.68479	29.14124	31.31935	36.12327
15	18.24509	22.30713	24.99579	30.57791	32.80132	37.69730
16	19.36886	23.54183	26.29623	31.99993	34.26719	39.25235
17	20.48868	24.76904	27.58711	33.40866	35.71847	40.79022
18	21.60489	25.98942	28.86930	34.80531	37.15645	42.31240
19	22.71781	27.20357	30.14353	36.19087	38.58226	43.82020
20	23.82769	28.41198	31.41043	37.56623	39.99685	45.31475
21	24.93478	29.61509	32.67057	38.93217	41.40106	46.79704
22	26.03927	30.81328	33.92444	40.28936	42.79565	48.26794
23	27.14134	32.00690	35.17246	41.63840	44.18128	49.72823
24	28.24115	33.19624	36.41503	42.97982	45.55851	51.17860
25	29.33885	34.38159	37.65248	44.31410	46.92789	52.61966

RIWAYAT HIDUP



Iftitahus Sa'adah, lahir di Bondowoso pada tanggal 11 September 1996, biasa dipanggil Tita. Iftitahus Sa'adah merupakan anak tunggal dari pasangan Bapak Mohamad Hosnan dan Ibu Uswatun Hasanah.

Pendidikan dasarnya ditempuh di SDN Kademangan 1, dan lulus pada tahun 2009. Setelah itu melanjutkan sekolah di SMPN 01 Bondowoso, dan lulus pada tahun 2012. Pendidikan selanjutnya ditempuh di SMA Nurul Jadid di bawah naungan Pondok Pesantren Nurul Jadid, dan lulus pada tahun 2015. Selanjutnya, pada tahun yang sama melanjutkan kuliah di Universitas Islam Negeri Maulana Malik Ibrahim Malang Jurusan Matematika.



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 : Ifitahus Sa'adah
NIM : 15610006
Fakultas/ Jurusan : Sains dan Teknologi/ Matematika
Judul Skripsi : Variasi Kalender Pada Data Inflasi Kota Tual Maluku
Pembimbing I : Ria Dhea Layla N.K., M.Si
Pembimbing II : M. Nafie Jauhari, M.Si

No	Tanggal	Hal	Tanda Tangan
1	15 Januari 2020	Konsultasi Bab I dan II	1. [Signature]
2	20 Januari 2020	Revisi Bab II dan III	2. [Signature]
3	1 Februari 2020	Revisi Kajian Agama Bab I & II	3. [Signature]
4	10 Februari 2020	ACC untuk diseminarkan	4. [Signature]
5	09 April 2020	Revisi BAB III	5. [Signature]
6	15 Mei 2020	Revisi BAB III dan IV	6. [Signature]
7	06 Oktober 2021	Revisi BAB IV	7. [Signature]
8	13 Oktober 2021	Konsultasi BAB IV dan V	8. [Signature]
9	23 Oktober 2021	Revisi Integrasi BAB IV	9. [Signature]
10	13 November 2021	ACC Keseluruhan	10. [Signature]

Malang, 10 Januari 2022
Mengetahui,
Ketua Program Studi Matematika



[Signature]

Dr. Elly Susanti, M.Sc
NIP. 19741129 200012 2 005