



TUGAS AKHIR - KS184822

**ANALISIS INTERVENSI PADA PEMODELAN
BEBERAPA PERISTIWA YANG BERKAITAN
DENGAN FLUKTUASI HARGA SAHAM**

**DORA ISNAINI PUTRI
NRP 062116 4000 0110**

**Dosen Pembimbing
Dr. Suhartono., M.Sc.
Dr. Ir. Setiawan, M.S.**

**PROGRAM STUDI SARJANA
DEPARTEMEN STATISTIKA
FAKULTAS SAINS DAN ANALITIKA DATA
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
SURABAYA 2020**



TUGAS AKHIR - KS184822

**ANALISIS INTERVENSI PADA PEMODELAN
BEBERAPA PERISTIWA YANG BERKAITAN
DENGAN FLUKTUASI HARGA SAHAM**

**DORA ISNAINI PUTRI
NRP 062116 4000 0110**

**Dosen Pembimbing
Dr. Suhartono, M.Sc.
Dr. Ir. Setiawan, M.S.**

**PROGRAM STUDI SARJANA
DEPARTEMEN STATISTIKA
FAKULTAS SAINS DAN ANALITIKA DATA
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
SURABAYA 2020**

(Halaman ini sengaja dikosongkan)



FINAL PROJECT - KS184822

**INTERVENTION ANALYSIS ON MODELING OF
SOME EVENTS RELATING TO STOCK PRICE
FLUCTUATION**

**DORA ISNAINI PUTRI
NRP 062116 4000 0110**

**Supervisors
Dr. Suhartono, M.Sc.
Dr. Ir. Setiawan, M.S.**

**UNDERGRADUATE PROGRAMME
DEPARTEMENT OF STATISTICS
FACULTY OF SCIENCE AND DATA ANALYTICS
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
SURABAYA 2020**

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

LEMBAR PENGESAHAN

**ANALISIS INTERVENSI PADA PEMODELAN
BEBERAPA PERISTIWA YANG BERKAITAN
DENGAN FLUKTUASI HARGA SAHAM**

TUGAS AKHIR

Diajukan untuk Memenuhi Salah Satu Syarat
Memperoleh Gelar Sarjana Statistika
pada
Program Studi Sarjana Departemen Statistika
Fakultas Sains dan Analitika Data
Institut Teknologi Sepuluh Nopember

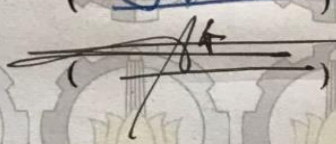
Oleh :

DORA ISNAINI PUTRI
NRP. 062116 4000 0110

Disetujui oleh Pembimbing Tugas Akhir :

Dr. Suhartono, M.Sc.
NIP. 19710929 199512 1 001

Dr. Ir. Setiawan, M.S.
NIP. 19601030 198701 1 001



Mengetahui,
Kepala Departemen Statistika



Dr. Dra. Karika Fithriasari, M.Si. ✓
NIP. 19691212 199303 2 002
SURABAYA, JANUARI 2020

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

ANALISIS INTERVENSI PADA PEMODELAN BEBERAPA PERISTIWA YANG BERKAITAN DENGAN FLUKTUASI HARGA SAHAM

Nama Mahasiswa : Dora Isnaini Putri
NRP : 06211640000110
Departemen : Statistika-FSAD-ITS
Dosen Pembimbing : Dr. Suhartono, M.Sc.
Dr. Ir. Setiawan, M.S.

Abstrak

Fluktuasi harga saham seringkali dipengaruhi oleh peristiwa-peristiwa yang terjadi. Analisis intervensi dan deteksi outlier digunakan pada penelitian ini untuk mengevaluasi dampak peristiwa terhadap fluktuasi harga saham. Data yang digunakan merupakan data harian harga saham gabungan dan harga saham emiten likuid dan non-likuid. Terdapat lima peristiwa intervensi yang diduga mempengaruhi fluktuasi harga saham gabungan dan harga saham emiten likuid dan non-likuid, yaitu debat capres-cawapres pada pemilu 2019, peristiwa pelaksanaan pemilu 2019, pengumuman hasil pemilu 2019, kebakaran hutan dan lahan di Kalimantan dan Sumatera, serta peristiwa pelantikan kabinet kerja periode 2019-2024. Hasil analisis intervensi dari kelima peristiwa tersebut tidak berpengaruh signifikan terhadap harga saham gabungan dan harga saham individu emiten likuid dan non-likuid. Hasil deteksi outlier pada harga saham gabungan didapatkan bahwa peristiwa yang berpengaruh signifikan adalah perang dagang AS-China, krisis ekonomi di Turki, dan peristiwa mati listrik di Jawa Barat dan DKI Jakarta. Peristiwa intervensi lainnya yang mempengaruhi harga saham emiten likuid adalah krisis ekonomi di Turki dan menjelang cuti bersama hari raya Idul Fitri. Peristiwa intervensi yang mempengaruhi harga saham emiten non-likuid yaitu menurunnya jumlah dana pinjaman yang disalurkan kepada nasabah serta pengumuman peringkat atas kinerja perusahaan.

Kata Kunci: Analisis Intervensi, Deteksi Outlier, Fluktuasi Saham.

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

INTERVENTION ANALYSIS ON MODELING OF SOME EVENTS RELATING TO STOCK PRICE FLUCTUATION

Name : Dora Isnaini Putri
NRP : 06211640000110
Departement : Statistics
Supervisors : Dr. Suhartono, M.Sc.
Dr. Ir. Setiawan, M.S.

Abstract

Fluctuations in stock prices are often influenced by events that occur. Intervention analysis and outlier detection are used in this study to evaluate the impact of events on stock price fluctuations. The data used is daily data on joint stock prices and stock prices of liquid and non-liquid issuers. There are five intervening events that are suspected to influence fluctuations in joint stock prices and stock prices of liquid and non-liquid issuers, namely the presidential and vice presidential debates in the 2019 elections, the events of the 2019 elections, the announcement of 2019 election results, forest and land fires in Kalimantan and Sumatra, and the inauguration of the work cabinet for the period 2019-2024. The results of the intervention analysis of the five events had no significant effect on the combined share price and individual stock prices of liquid and non-liquid issuers. Outlier detection results on the combined stock price found that events that had a significant effect were the US-China trade war, the economic crisis in Turkey, and the power outage in West Java and DKI Jakarta. Another intervention event that affected the issuer's liquidity stock prices was the economic crisis in Turkey and the eve of Eid al-Fitr holidays. Intervention events that affect the share price of non-liquid issuers include a decrease in the amount of loanable funds distributed to customers and a ranking announcement on the company's performance.

Keywords: *Intervention Analysis, Outlier Detection, Stock Fluctuations.*

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

KATA PENGANTAR

Puji syukur kepada kehadiran Allah SWT yang telah memberikan rahmat, hidayah, karunia serta pertolongan-Nya yang tak pernah henti diberikan, sehingga penulis dapat menyelesaikan laporan Tugas Akhir dengan judul **“Analisis Intervensi pada Pemodelan Beberapa Peristiwa yang Berkaitan dengan Fluktuasi Harga Saham”** dengan baik, lancar, dan tepat waktu.

Penyusunan laporan Tugas Akhir ini dapat diselesaikan bukan tanpa bantuan serta dukungan dari berbagai pihak. Oleh karena itu, penulis ingin menyampaikan rasa terimakasih yang sebesar-besarnya kepada:

1. Dr. Dra. Kartika Fithriarsari selaku Ketua Departemen Statistika, yang telah memberikan saran dan arahan dalam proses belajar di Statistika ITS.
2. Dr. Suhartono, M.Sc. dan Dr. Ir. Setiawan, M.S. selaku dosen pembimbing yang telah meluangkan waktu dan dengan sangat sabar memberikan bimbingan, saran, dukungan serta motivasi selama penyusunan Tugas Akhir.
3. Dr.rer.pol. Heri Kuswanto, M.Si. dan Prof. Nur Iriawan, MiKom, Ph.D. selaku dosen penguji yang telah banyak memberi masukan kepada penulis.
4. Erma Oktania Permatasari, S.Si., M.Si. selaku dosen wali yang telah banyak memberikan saran dan arahan dalam proses belajar di Departemen Statistika.
5. Kedua orang tua, atas segala do'a, nasihat, kasih sayang, dan dukungan yang diberikan kepada penulis demi kesuksesan dan kebahagiaan penulis.
6. Sahabat-sahabat penulis, Ika, Aulia, Jessica, Sabil yang selama ini telah membantu, mendukung, dan mendengarkan keluh kesah penulis selama masa perkuliahan berlangsung.
7. Teman-teman seperjuangan TA yang selama ini telah berjuang bersama.

8. Teman-teman Statistika ITS angkatan 2016 yang selalu memberikan dukungan kepada penulis selama ini.
9. Semua pihak yang turut membantu dalam pelaksanaan Tugas Akhir yang tidak bisa penulis sebutkan satu persatu.

Besar harapan penulis untuk mendapatkan kritik dan saran yang membangun sehingga Tugas Akhir ini dapat memberikan manfaat bagi semua pihak yang terkait.

Surabaya, Januari 2020

Penulis

DAFTAR ISI

	Halaman
HALAMAN JUDUL	i
COVER PAGE	iii
LEMBAR PENGESAHAN	v
ABSTRAK	vii
ABSTRACT	ix
KATA PENGANTAR	xi
DAFTAR ISI	xiii
DAFTAR GAMBAR	xvii
DAFTAR TABEL	xix
DAFTAR LAMPIRAN	xxi
BAB I PENDAHULUAN	1
1.1 Latar Belakang	1
1.2 Rumusan Masalah	5
1.3 Tujuan	5
1.4 Manfaat	6
1.5 Batasan Masalah	6
BAB II TINJAUAN PUSTAKA	9
2.1 Saham	9
2.1.1 Pemingkatan Saham	10
2.2 Studi Peristiwa	11
2.2.1 Pemilu 2019	12
2.2.2 Kebakaran Hutan dan Lahan	13
2.3 Analisis <i>Time Series</i>	14
2.3.1 Stasioneritas Data.....	14
2.3.2 Autocorrelation Function (ACF)	18
2.3.3 Partial Autocorrelation Function (PACF).....	18
2.4 Model ARIMA.....	19
2.5 Analisis Intervensi	21
2.6 Deteksi <i>Outlier</i>	22
2.6.1 Estimasi Efek <i>Outlier</i>	24

2.6.2 Simulasi Deteksi <i>Outlier</i>	25
2.7 Identifikasi Model ARIMA dan Model Intervensi	32
2.7.1 Identifikasi Model ARIMA	32
2.7.2 Identifikasi Model Intervensi	33
2.8 Estimasi Parameter.....	34
2.8.1 Estimasi Parameter Model ARIMA	34
2.8.2 Estimasi Parameter Model Intervensi.....	35
2.9 Uji Signifikansi Parameter	37
2.10 Uji Asumsi Residual	38
2.10.1 Uji Asumsi <i>White Noise</i>	38
2.10.2 Uji Asumsi Residual Berdistribusi Normal	39
2.11 Pemilihan Model Terbaik.....	39
BAB III METODOLOGI PENELITIAN.....	41
3.1 Sumber Data	41
3.2 Variabel Penelitian dan Struktur Data	41
3.3 Langkah Penelitian.....	43
BAB IV ANALISIS DAN PEMBAHASAN	49
4.1 Statistika Deskriptif	49
4.2 Analisis Intervensi dan Deteksi <i>Outlier</i> IHSG	51
4.2.1 Identifikasi Model ARIMA IHSG Sebelum Terjadi Intervensi Pertama.....	51
4.2.2 Pengujian Asumsi Residual Model ARIMA(0,1,0).....	55
4.2.3 Deteksi <i>Outlier</i> IHSG Sebelum Intervensi Pertama.....	56
4.2.4 Identifikasi Model ARIMA IHSG Periode Januari – November 2019.....	60
4.2.5 Deteksi <i>Outlier</i> IHSG Hari ke-114 sampai Hari ke-328.....	62
4.2.6 Ringkasan Analisis Intervensi dan Deteksi <i>Outlier</i> IHSG	64
4.3 Analisis Intervensi dan Deteksi <i>Outlier</i> BBRI	68

4.3.1	Identifikasi Model ARIMA BBRI Sebelum Terjadi Intervensi Pertama.....	68
4.3.2	Pengujian Asumsi Residual Model ARIMA(0,1,0).....	71
4.3.3	Deteksi <i>Outlier</i> BBRI Sebelum Intervensi Pertama.....	72
4.3.4	Identifikasi Model ARIMA BBRI Periode Januari-November 2019.....	74
4.3.5	Deteksi <i>Outlier</i> BBRI Hari ke-114 sampai Hari ke-328.....	78
4.3.6	Ringkasan Analisis Intervensi dan Deteksi <i>Outlier</i> BBRI.....	79
4.4	Analisis Intervensi dan Deteksi <i>Outlier</i> HDFA.....	81
4.4.1	Identifikasi Model ARIMA HDFA Sebelum Intervensi.....	81
4.4.2	Deteksi <i>Outlier</i> HDFA Periode Hari ke-1 sampai dengan Hari ke-113.....	87
4.4.3	Identifikasi Model ARIMA HDFA Periode Januari-November 2019.....	89
4.4.4	Deteksi <i>Outlier</i> HDFA Hari ke-114 sampai Hari ke-328.....	93
4.4.5	Ringkasan Analisis Intervensi dan Deteksi <i>Outlier</i> HDFA.....	96
4.5	Dampak Peristiwa Terhadap IHSG, BBRI, dan HDFA.....	97
BAB V KESIMPULAN DAN SARAN		101
5.1	Kesimpulan.....	101
5.2	Saran.....	102
DAFTAR PUSTAKA.....		105
LAMPIRAN		109
BIODATA PENULIS		139

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

DAFTAR GAMBAR

	Halaman
Gambar 3.1 Diagram Alir Penelitian	47
Gambar 4.1 Plot Time Series IHSG	50
Gambar 4.2 Plot Time Series BBRI	50
Gambar 4.3 Plot Time Series HDFA	51
Gambar 4.4 Plot Time Series IHSG Sebelum Intervensi	52
Gambar 4.5 Plot ACF IHSG Sebelum Intervensi	52
Gambar 4.6 Plot Time Series IHSG Setelah Differencing	53
Gambar 4.7 Plot ACF IHSG Setelah <i>Differencing</i>	53
Gambar 4.8 Plot PACF IHSG Setelah Differencing	54
Gambar 4.9 Perbandingan Data IHSG Aktual dengan Peramalan	55
Gambar 4.10 Efek Outlier IHSG Sebelum Intervensi	58
Gambar 4.11 Plot Time Series IHSG	60
Gambar 4.12 Plot Time Series IHSG Differencing	61
Gambar 4.13 Plot ACF IHSG Periode Jan-Nov 2019	61
Gambar 4.14 Plot PACF IHSG Periode Jan-Nov 2019	62
Gambar 4.15 Efek Outlier IHSG Jan-Nov 2019	64
Gambar 4.16 Outlier pada IHSG	67
Gambar 4.17 Plot Time Series BBRI	69
Gambar 4.18 Plot ACF BBRI Sebelum Intervensi	69
Gambar 4.19 Plot Time Series BBRI Setelah Differencing	70
Gambar 4.20 Plot ACF BBRI Setelah Differencing	70
Gambar 4.21 Plot PACF BBRI Setelah Differencing	71
Gambar 4.22 Plot Time Series BBRI Aktual dan Peramalan	72
Gambar 4.23 Efek Outlier pada BBRI	74
Gambar 4.24 Plot Time Series BBRI Jan-Nov 2019	75
Gambar 4.25 Plot ACF BBRI Jan-Nov 2019	75
Gambar 4.26 Plot Time Series BBRI Jan- Nov 2019 Setelah Differencing	76

Gambar 4.27 Plot ACF BBRI Jan-Nov 2019 Setelah Differencing	76
Gambar 4.28 Plot PACF BBRI Jan-Nov 2019 Setelah Differencing	77
Gambar 4.29 Efek Outlier BBRI Jan-Nov 2019	79
Gambar 4.30 Outlier Pada BBRI	82
Gambar 4.31 Plot Time Series HDFA	83
Gambar 4.32 Plot ACF HDFA Sebelum Intervensi	83
Gambar 4.33 Plot Time Series HDFA Setelah Differencing	84
Gambar 4.34 Plot ACF HDFA Setelah Differencing	84
Gambar 4.35 Plot ACF HDFA Setelah Differencing	85
Gambar 4.36 Plot Time Series HDFA Aktual dan Peramalan	87
Gambar 4.37 Plot Time Series HDFA Jan-Nov 2019	90
Gambar 4.38 Plot ACF HDFA Jan-Nov 2019	90
Gambar 4.39 Plot Time Series HDFA Jan-Nov 2019 Setelah Differencing	91
Gambar 4.40 Plot ACF HDFA Jan-Nov 2019 Setelah Differencing	91
Gambar 4.41 Plot PACF HDFA Jan-Nov 2019 Setelah Differencing	92
Gambar 4.42 Outlier Pada HDFA	99

DAFTAR TABEL

	Halaman
Tabel 2.1 Keterangan Peringkat Pefindo	10
Tabel 2.2 Saham Individu	11
Tabel 2.3 Transformasi Box-Cox	16
Tabel 2.4 Karakteristik ACF dan PACF	19
Tabel 2.5 Nilai Residual $N(0,1)$ dan Y_t ARIMA(1,0,0).....	26
Tabel 2.6 Estimasi dan Uji Signifikansi Parameter AR(1) Simulasi	26
Tabel 2.7 Data Simulasi ARIMA(1,0,0).....	27
Tabel 2.8 Nilai Residual $N(0,1)$ dan Y_t ARIMA(0,0,1).....	28
Tabel 2.9 Estimasi dan Uji Signifikansi Parameter MA(1) Simulasi	29
Tabel 2.10 Data Simulasi ARIMA(0,0,1).....	30
Tabel 2.11 Pola Residual respon	33
Tabel 3.1 Variabel Penelitian	41
Tabel 3.2 Variabel Intervensi	42
Tabel 3.3 Struktur Data Variabel Penelitian	43
Tabel 4.1 Statistika Deskriptif Saham	49
Tabel 4.2 Kriteria Model Terbaik IHSG.....	54
Tabel 4.3 Uji Ljung-Box IHSG	55
Tabel 4.4 Nilai Residual dari Model ARIMA(0,1,0) IHSG..	56
Tabel 4.5 Jenis Outlier pada Data Pertama IHSG.....	58
Tabel 4.6 Residual IHSG Hari ke-114 hingga 328	63
Tabel 4.7 Dampak Peristiwa Terhadap IHSG	65
Tabel 4.8 AIC, MSE, MAPE Model BBRI	70
Tabel 4.9 Residual Model ARIMA(0,1,0) BBRI.....	73
Tabel 4.10 Residual Model ARIMA(0,1,0) BBRI Jan -Nov 2019.....	78
Tabel 4.11 Dampak Peristiwa Terhadap BBRI.....	80
Tabel 4.12 Estimasi Parameter Model Dugaan HDFA	85
Tabel 4.13 Uji Ljung-Box Model Dugaan HDFA	86

Tabel 4.14 Residual Model ARIMA (0,1,[2,4]) HDFA.....	88
Tabel 4.15 Jenis Outlier HDFA.....	88
Tabel 4.16 Estimasi Parameter Model Dugaan HDFA Jan-Nov 2019	92
Tabel 4.17 Uji Ljung-Box Model Dugaan HDFA Jan -Nov 2019	93
Tabel 4.18 Residual Model ARIMA(0,1,2) HDFA	94
Tabel 4.19 Jenis Outlier HDFA Jan-Nov 2019.....	95
Tabel 4.20 Dampak Peristiwa Terhadap HDFA	97
Tabel 4.21 Rangkuman Dampak Peristiwa Terhadap IHSG, BBRI, dan HDFA	98

DAFTAR LAMPIRAN

	Halaman
Lampiran 1. Data Harga Saham IHSG, BBRI, HDFA	109
Lampiran 2. Syntax RStudio IHSG	110
Lampiran 3. Syntax RStudio BBRI.....	112
Lampiran 4. Output Outlier RStudio IHSG	114
Lampiran 5. Output Outlier RStudio BBRI.....	114
Lampiran 6. Hasil ADF Test IHSG	115
Lampiran 7. Hasil ADF Test BBRI.....	119
Lampiran 8. Hasil ADF Test HDFA	123
Lampiran 9. Syntax SAS HDFA Sebelum Intervensi.....	127
Lampiran 10. Syntax SAS HDFA Periode Januari- November 2019.....	128
Lampiran 11. Output SAS HDFA Sebelum Intervensi.....	129
Lampiran 12. Output SAS Outlier HDFA Sebelum Intervensi	130
Lampiran 13. Output SAS HDFA Periode Januari- November 2019.....	131
Lampiran 14. Output SAS dan RStudio Outlier HDFA Periode Januari- November 2019	132
Lampiran 15. Data Simulasi AR(1).....	133
Lampiran 16. Data Simulasi MA(1).....	134
Lampiran 17. Output Signifikansi Parameter AR(1) Simulasi	135
Lampiran 18. Output Signifikansi Parameter MA(1) Simulasi	136
Lampiran 19. Surat Pernyataan Pengambilan Data	137

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BAB I

PENDAHULUAN

1.1 Latar Belakang

Pertumbuhan ekonomi di Indonesia saat ini didukung oleh banyaknya investor yang menginvestasikan modalnya di pasar modal Indonesia. Pasar modal dapat menjadi indikator dalam berkembangnya perekonomian suatu negara. Direktur Kustodian Sentral Efek Indonesia (KSEI) yang dilansir melalui tempo.co (Prasongko, 2019), Uriep Budhi Prasetyo menyatakan bahwa jumlah investor di pasar modal Indonesia pada tanggal 23 Oktober 2019 mencapai 2,28 juta investor. Investor harus cermat memperhatikan laporan keuangan serta peristiwa yang dapat mempengaruhi harga saham saat melakukan jual beli saham, karena harga saham selalu mengalami perubahan baik itu pada saham gabungan maupun saham individu perusahaan.

Beberapa peristiwa diduga memiliki dampak pada harga saham kelompok maupun harga saham individu perusahaan. Tahun 2019 ini terdapat peristiwa-peristiwa penting yang diduga berpengaruh terhadap fluktuasi harga saham dan mengakibatkan guncangan pada pola harga saham. Salah satunya yaitu serangkaian peristiwa pemilihan umum (pemilu) yang rutin dilaksanakan dalam lima tahun sekali untuk memilih anggota dewan serta Presiden dan Wakil Presiden dan adanya bencana alam berupa kebakaran hutan dan lahan di Kalimantan dan Sumatera. Rangkaian pemilu dimulai dengan perencanaan program pemilu, pencalonan pasangan calon presiden dan wakil presiden (capres-cawapres), masa kampanye, pemilihan dan perhitungan suara hasil pemilu, hingga penetapan dan pelantikan serta pasangan presiden dan wakil presiden yang terpilih. Pasar modal mulai merespon rangkaian peristiwa pemilu 2019 sejak pasangan capres-cawapres melakukan

kampanye melalui debat pemilu 2019 yang dilaksanakan pada 17 Januari 2019. Hal ini serupa dengan pernyataan Direktur Riset dan Investasi Pilarmas Investindo Sekuritas, Maximilianus Nico Demus dikutip melalui alineia.id yang menyatakan bahwa IHSG berpotensi menguat jelang debat pemilu pertama dan bergerak mengikuti rencana debat capres-cawapres dalam rangkaian pemilu 2019 (Setyaningsih, 2019).

Selain itu, menurut Kepala Riset Koneksi Kapital yang dilansir melalui mediaindonesia.com, Alferd Nainggolan mengatakan bahwa pasar memberikan respon yang positif terhadap hasil hitung cepat pemilu 2019 hingga penetapan presiden dan wakil presiden terpilih periode 2019-2024 (Winahyu, 2019). Namun, saat pelantikan presiden dan wakil presiden terpilih, pasar tidak merespon peristiwa tersebut, yang dinantikan oleh pasar justru pengumuman susunan kabinet pemerintahan periode 2019-2024 (Rahmah, 2019). Berita yang diterbitkan oleh *IDX Channel* pada tanggal 24 Oktober 2019 mengatakan bahwa telah terjadi respon pasar terhadap pengumuman dan pelantikan kabinet Indonesia Maju 2019-2024. Hal ini terlihat dari pergerakan IHSG yang menurun pasca pengumuman menteri di kabinet baru, namun penurunan ini hanya terjadi sesaat dan kemudian IHSG kembali menguat saat penutupan. Menurut Direktur Riset dan Investasi Pilarmas Investindo Sekuritas, Maximilianus Nico Demus mengatakan bahwa pelantikan menteri dalam kabinet kerja Indonesia Maju 2019-2024 menjadi katalis positif bagi pergerakan IHSG. Selain serangkaian peristiwa pemilu 2019, peristiwa bencana alam yang terjadi pada tahun ini juga diduga mempengaruhi fluktuasi harga saham, yaitu bencana kebakaran hutan dan lahan di Kalimantan dan Sumatera yang terjadi sejak 6 Agustus 2019.

Berdasarkan serangkaian peristiwa pemilu serta kebakaran hutan dan lahan yang terjadi di tahun 2019 tersebut,

dimodelkan secara statistika dengan mengamati studi peristiwa dan menggunakan analisis intervensi untuk mengetahui dan mengevaluasi dampak dari serangkaian peristiwa pemilu 2019 serta kebakaran hutan dan lahan di Kalimantan dan Sumatera yang terjadi terhadap fluktuasi harga saham IHSG dan harga saham individu perusahaan. Studi peristiwa merupakan metode yang digunakan untuk menguji reaksi pasar modal terhadap suatu peristiwa yang terjadi maupun pengumuman yang dipublikasikan (Jogiyanto, 2010). Salah satu peristiwa yang dapat berpengaruh terhadap pasar modal yaitu adanya kejadian-kejadian politik, dan pengumuman pemerintahan, seperti pada serangkaian kegiatan pemilu 2019. Sedangkan analisis intervensi menurut Wei (2006) adalah suatu analisis yang digunakan untuk mengevaluasi dampak dari suatu kejadian eksternal pada pola data *time series*. Namun seiring dengan perkembangan zaman saat ini kejadian intervensi tidak hanya kejadian eksternal saja, tetapi juga kejadian internal. Fluktuasi harga saham yang terdampak dari adanya suatu kejadian dapat menyebabkan terjadinya guncangan pada pola harga saham di sekitar waktu kejadian. Kejadian yang memengaruhi data *time series* dapat disebut sebagai intervensi.

Penelitian dengan menggunakan analisis intervensi untuk mengetahui dan mengevaluasi dampak dari adanya kejadian telah banyak dilakukan sebelumnya, seperti yang dilakukan oleh Bhattacharyya dan Layton (1979) dalam mengevaluasi adanya undang-undang yang mengatur penggunaan sabuk pengaman dalam berkendara terhadap angka kematian di jalan raya di Queensland, hasil penelitian tersebut menunjukkan bahwa adanya undang-undang tersebut berpengaruh signifikan terhadap penurunan jumlah kematian di jalan raya sebesar 46,52%. Penelitian lainnya juga dilakukan oleh Goh (2005) yang ingin menunjukkan dampak dari krisis ekonomi di Asia terhadap permintaan konstruksi dan harga

tender di Singapura dengan menggunakan analisis intervensi. Lee dkk. (2010) melakukan penelitian model intervensi *multi input* untuk mengevaluasi dampak dari krisis ekonomi di Asia dan penyerangan teroris yang terjadi dua kali di Bali terhadap jumlah kedatangan wisatawan di Indonesia. Adanya krisis ekonomi dan penyerangan bom di Bali memberikan dampak negatif terhadap jumlah wisatawan yang datang ke Indonesia. Selain itu, Wijayanti (2017) melakukan penelitian untuk mengetahui pengaruh pemilihan Presiden Amerika Serikat terhadap IHSG, dan didapatkan hasil bahwa pemilihan Presiden AS menurunkan IHSG sebesar 99,69 poin.

Pada penelitian ini peristiwa yang diamati dan diduga mempengaruhi fluktuasi harga saham adalah serangkaian kegiatan pemilu 2019, yaitu saat masa kampanye capres-cawapres pada 17 Januari 2019 hingga pelantikan kabinet kerja periode 2019-2024 yang dilaksanakan pada 23 Oktober 2019 serta bencana alam kebakaran hutan dan lahan di Kalimantan dan Sumatera yang terjadi sejak 6 Agustus 2019. Data harga saham yang diamati pada penelitian ini merupakan data harian harga saham kelompok yaitu IHSG dan saham likuid dan non-likuid untuk diamati sebagai saham individu pada penelitian ini.

Penelitian ini menggunakan analisis intervensi untuk mengetahui dan mengevaluasi dampak dari serangkaian peristiwa pemilu presiden 2019 dan kebakaran hutan dan lahan di Kalimantan dan Sumatera terhadap harga saham kelompok IHSG dan harga saham individu yang likuid dan non-likuid. Hasil penelitian ini diharapkan dapat memberikan tambahan informasi kepada para investor sebagai pertimbangan dalam menentukan keputusan investasi yang tepat saat masa-masa politik seperti pemilihan umum serta mengetahui peristiwa-peristiwa apa saja yang mempengaruhi fluktuasi harga saham

dan sebagai masukan kepada pemerintah untuk terus menjaga kestabilan politik dan ekonomi di Indonesia.

1.2 Rumusan Masalah

Berdasarkan latar belakang yang telah diuraikan, permasalahan yang dibahas pada penelitian ini adalah sebagai berikut:

1. Bagaimana dampak dari adanya serangkaian peristiwa pemilu 2019 serta kebakaran hutan dan lahan di Kalimantan dan Sumatera terhadap harga saham kelompok IHSG?
2. Bagaimana dampak dari adanya serangkaian peristiwa pemilu 2019 serta kebakaran hutan dan lahan di Kalimantan dan Sumatera terhadap harga saham individu likuid dan non-likuid?
3. Apa saja peristiwa yang mempengaruhi fluktuasi harga saham selain serangkaian peristiwa pemilu 2019 serta kebakaran hutan dan lahan di Kalimantan dan Sumatera?

1.3 Tujuan

Berdasarkan rumusan masalah yang telah disusun, tujuan penelitian ini secara umum adalah untuk mengetahui dan mengevaluasi dampak serangkaian peristiwa pemilu 2019 terhadap fluktuasi harga saham. Secara khusus, tujuan yang ingin dicapai adalah sebagai berikut:

1. Mengetahui dampak dari adanya serangkaian peristiwa pemilu 2019 serta kebakaran hutan dan lahan di Kalimantan dan Sumatera terhadap harga saham kelompok IHSG.
2. Mengetahui dampak dari adanya serangkaian peristiwa pemilu 2019 serta kebakaran hutan dan lahan di Kalimantan dan Sumatera terhadap harga saham individu likuid dan non-likuid.
3. Mengetahui peristiwa apa saja yang mempengaruhi fluktuasi harga saham selain serangkaian peristiwa pemilu

2019 serta kebakaran hutan dan lahan di Kalimantan dan Sumatera.

1.4 Manfaat

Penelitian ini diharapkan dapat memberikan manfaat bagi seluruh pihak yang terlibat secara langsung maupun tidak langsung, diantaranya sebagai berikut:

1. Bagi Investor

Sebagai masukan dan membuka wawasan dalam mengambil keputusan berinvestasi di pasar modal Indonesia, khususnya saat tahun politik seperti adanya pemilu yang rutin dilaksanakan lima tahun sekali. Memberikan informasi mengenai peristiwa-peristiwa lainnya yang mempengaruhi fluktuasi harga saham.

2. Bagi Pemerintah

Sebagai masukan untuk terus menjaga kestabilan ekonomi dan kestabilan politik di Indonesia.

3. Bagi Peneliti

Memberikan ilmu pengetahuan dan wawasan mengenai pasar modal khususnya saham perusahaan yang terdaftar di Bursa Efek Indonesia dan mengetahui pengaruh studi peristiwa terhadap fluktuasi harga saham gabungan IHSG dan harga saham individu yang likuid dan non-likuid.

1.5 Batasan Masalah

Batasan masalah dalam penelitian ini adalah menggunakan metode analisis intervensi dan deteksi *outlier*. Harga saham kelompok yang digunakan adalah harga saham IHSG. Harga saham individu likuid pada penelitian ini menggunakan harga saham harian BBRI berdasarkan peringkat idAAA yang diberikan oleh Pefindo, sedangkan harga saham individu non-likuid menggunakan harga saham HDFA berdasarkan peringkat idBBB- yang diberikan oleh Pefindo.

Data harga saham yang digunakan adalah data harian sebanyak 328 hari yang dimulai sejak 1 Agustus 2018 hingga 30 November 2019. Analisis intervensi dan deteksi *outlier* digunakan pada rentang waktu pengamatan tersebut, tanpa melakukan permalan harga saham untuk periode setelahnya.

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BAB II TINJAUAN PUSTAKA

2.1 Saham

Saham merupakan selembar kertas bukti kepemilikan terhadap suatu perusahaan (Darmadji & Fakhruddin, 2015), memiliki saham perusahaan sama dengan menjadi salah satu anggota pemilik perusahaan tersebut. Bursa Efek Indonesia (BEI) menjadi penyedia sistem dan penyelenggara jual beli saham di Indonesia. Jumlah saham yang tercatat di BEI sebanyak 656 emiten per tanggal 23 Oktober 2019. Saham perusahaan yang tercatat di BEI terbagi menjadi 24 indeks. Salah satu indeks yang mengukur semua pergerakan saham tercatat di BEI yaitu Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG). IHSG terdiri dari Sembilan sektor, yaitu Sektor Pertanian, Sektor Industri Dasar dan Kimia, Sektor Barang Konsumsi, Sektor Keuangan, Sektor Infrastruktur, Utilitas dan Transportasi, Sektor Tambang, Sektor Aneka Industri, Sektor Properti, Perumahan dan Konstruksi Bangunan, dan Sektor Layanan Perdagangan dan Investasi (Bursa Efek Indonesia, 2019).

IHSG merupakan angka indeks harga saham yang sudah disusun dan dihitung dengan menghasilkan *trend*, dimana angka indeks adalah angka yang diolah sedemikian rupa, sehingga dapat digunakan untuk membandingkan kejadian yang dapat berupa perubahan harga saham dari waktu ke waktu (Jogiyanto, 2013). Perhitungan nilai IHSG terdapat adalah sebagai berikut:

$$\text{IHSG}_t = \frac{\sum_{i=1}^n r_{i,t}}{d} \times 100, \quad (2.1)$$

dengan $r_{i,t}$ merupakan nilai pasar emiten ke- i pada waktu ke- t yang dihitung dengan perkalian jumlah saham dengan harga saham emiten ke- i pada hari ke- t , dan d adalah nilai dasar yang dihitung komulatif antara perkalian jumlah saham dengan harga saham pada hari dasar (Wijaya, 2015). Nilai dasar mengalami perubahan ketika ada perubahan jumlah saham dari suatu emiten, atau terdapat emiten baru yang membuka dan menawarkan sahamnya untuk publik.

2.1.1 Pemeringkatan Saham

Penelitian ini memilih saham individu emiten dengan kriteria likuid dan non-likuid. Pemelihan saham likuid dan non-likuid didasarkan pada peringkat yang diterbitkan oleh Pefindo. Pefindo atau PT. Pemeringkatan Efek Indonesia merupakan perusahaan pemeringkat efek yang dimiliki oleh para pemegang saham domestik (PEFINDO, 2019). Perusahaan yang digunakan pada penelitian ini adalah perusahaan dengan peringkat idAAA dan idBBB-. Emiten dengan peringkat idAAA dikategorikan sebagai emiten likuid, sedangkan selain peringkat idBBB- termasuk dalam kategori emiten non-likuid. Keterangan peringkat terdapat pada Tabel 2.1.

Tabel 2.1 Keterangan Peringkat Pefindo

Peringkat	Keterangan
idAAA	Kemampuan obligor untuk memenuhi komitmen jangka panjangnya, relatif terhadap obligor Indonesia lainnya adalah superior.
idBBB-	Obligor dengan peringkat ini memiliki kemampuan yang memadai untuk memenuhi komitmen keuangannya. Kemampuan obligor mungkin terpengaruh oleh perubahan buruk keadaan dan kondisi ekonomi. Tanda (-) menunjukkan peringkat relatif lemah diatas rata-rata kategori yang bersangkutan.

Emiten atau perusahaan individu yang diamati pada penelitian ini adalah emiten dengan peringkat sesuai Tabel 2.1 berdasarkan pemeringkatan Pefindo dalam kurun waktu satu tahun terakhir. Emiten yang diamati pada penelitian ini terdapat pada Tabel 2.2.

Tabel 2.2 Saham Individu

Perusahaan	Peringkat	Kode Saham
Bank Rakyat Indonesia (Persero), Tbk	IdAAA	BBRI
Radana Bhaskara Finance, Tbk	IdBBB-	HDFA

2.2 Studi Peristiwa

Faktor internal dan faktor eksternal yang mempengaruhi fluktuasi harga saham dapat dibahas pada metode studi peristiwa. Studi peristiwa digunakan untuk meneliti reaksi pasar modal akibat suatu peristiwa. Pasar modal beraksi karena peristiwa tersebut mengandung suatu informasi atau nilai ekonomis yang dapat mengubah nilai perusahaan (Jogiyanto, 2010).

Suatu peristiwa dapat dikelompokkan ke dalam beberapa kategori sesuai tipe peristiwa, sumber peristiwa, dampak dan waktu peristiwanya. Peristiwa dapat dikelompokkan menjadi peristiwa pengumuman dan peristiwa yang berupa aktivitas atau kejadian. Peristiwa pengumuman yaitu seperti pengumuman yang berhubungan dengan laba perusahaan, pengumuman dividen dan investasi, pengumuman pergantian manajemen direksi perusahaan, dan lain-lain, sedangkan peristiwa aktivitas atau kejadian yaitu adanya bencana alam, kejahatan terorisme, pemilihan presiden, dan kejadian-kejadian politik yang dapat memberikan pengaruh pada pasar modal. Peristiwa berdasarkan sumbernya yaitu peristiwa internal dan eksternal perusahaan. Peristiwa internal merupakan peristiwa

dari dalam perusahaan seperti pengumuman laba, pergantian manajemen, pemogokan karyawan dan lain-lain. Peristiwa eksternal merupakan peristiwa yang berasal dari luar perusahaan seperti pengumuman pemerintahan, hukum, politik, bencana alam, dan lain-lain.

Peristiwa yang terjadi dapat dikatakan sebagai kabar baik ataupun kabar buruk, tergantung pada nilai ekonomis yang terkandung di dalamnya. Jika dengan adanya suatu peristiwa tertentu menyebabkan peningkatan nilai perusahaan, maka peristiwa tersebut merupakan peristiwa kabar baik, namun jika peristiwa menyebabkan penurunan nilai perusahaan, maka peristiwa tersebut merupakan peristiwa kabar buruk.

Suatu peristiwa dapat memberikan dampak pada industri tertentu atau bahkan pada seluruh pasar modal (Jogiyanto, 2010). Oleh karena itu, untuk mengetahui dampak yang terjadi dari adanya suatu peristiwa, perlu ditentukan waktu tanggal terjadi peristiwa. Ketepatan penentuan tanggal peristiwa dapat menangkap reaksi pasar modal terhadap peristiwa tersebut, karena menurut Jogiyanto pasar modal akan bereaksi pada peristiwa atau pengumuman yang pertama kali masuk ke pasar atau yang pertama kali diterima oleh pasar.

Peristiwa yang diamati pada penelitian ini adalah serangkaian peristiwa pemilu 2019 serta kebaran hutan dan lahan di Kalimantan dan Sumatera.

2.2.1 Pemilu 2019

Pemilu dalam KBBI dinyatakan sebagai pemilihan yang dilaksanakan serentak oleh seluruh rakyat suatu negara untuk memilih wakil rakyat dan pemimpin negara. Indonesia sebagai negara demokrasi rutin melakukan pemilu setiap lima tahun sekali. Rangkaian pemilu 2019 ini diawali dengan perencanaan program, penyusunan peraturan KPU, sosialisai pemilu, pendaftaran peserta pemilu, pencalonan pasangan capres-

cawapres, kampanye, pengambilan suara dan perhitungan suara, hingga pelantikan presiden dan wakil presiden terpilih (Komisi Pemilihan Umum, 2019) kemudian dilanjutkan dengan pelantikan kabinet kerja.

Perencanaan program pemilu 2019 hingga sosialisasi telah dilakukan sejak Bulan Agustus 2017. Pencalonan anggota dewan dan pasangan capres-cawapres dilakukan pada 26 Maret 2018 hingga 21 September 2018. Kemudian dilanjutkan dengan kampanye capres-cawapres pada 23 September 2018 hingga 12 April 2019, kampanye pasangan capres-cawapres melalui debat pertama kali dilakukan pada 17 Januari 2019. Pengambilan suara dilakukan pada 17 April 2019, kemudian KPU melakukan rekapitulasi perhitungan suara dan mengumumkan hasil perolehan suara pada 21 Mei 2019. Presiden dan wakil presiden terpilih dilantik pada tanggal 20 Oktober 2019, dan dilanjutkan dengan pelantikan kabinet kerja pada 23 Oktober 2019.

2.2.2 Kebakaran Hutan dan Lahan

Kebakaran hutan dan lahan merupakan suatu bencana alam yang mengakibatkan terbakarnya kawasan hutan dan lahan. Menurut peraturan Menteri Kehutanan (2009), kebakaran hutan dinyatakan sebagai suatu keadaan dimana hutan dilanda api sehingga mengakibatkan kerusakan hutan dan hasil hutan yang menghasilkan nilai ekonomis dan nilai lingkungan. Penyebab kebakaran hutan dapat terjadi secara alami atau dengan sengaja. Kebakaran hutan secara alami dipicu oleh petir, lelehan lahar gunung api, dan gesekan antara pepohonan. Kebakaran hutan yang disengaja dapat disebabkan oleh eksploitasi sumber daya alam, pembebasan lahan, ataupun karena kelalaian manusia.

2.3 Analisis *Time Series*

Time series merupakan serangkaian nilai dari pengamatan terhadap variabel yang diamati secara berurutan dari waktu ke waktu, dan saling berhubungan antar pengamatan dengan pengamatan sebelumnya. Pengambilan data nilai pengamatan dilakukan pada interval waktu dan sumber yang sama (Wei, 2006). Data *time series* yang diambil dalam suatu pengamatan yang memiliki urutan waktu atau pada interval waktu yang sama akan menimbulkan hubungan atau korelasi antar pengamatan.

Analisis *time series* merupakan suatu metode peramalan yang biasa digunakan untuk meramalkan nilai di masa depan, dengan menggunakan nilai atau data yang ada di masa lalu ataupun sekarang dari suatu variabel dan kesalahan (*error*) pada masa lalu. Sehingga *time series* merupakan metode dengan pengamatan Y_t yang bergantung pada satu atau beberapa pengamatan sebelumnya Y_{t-k} . Tujuan dilakukannya *time series* juga dapat digunakan untuk memodelkan sesuatu data stokastik pada pengamatan berdasarkan waktu tertentu.

Setiap pengamatan yang dilakukan dapat dinyatakan dengan variabel *random* Y_t yang berdasarkan indeks waktu tertentu t_i , dengan $i = 1, 2, \dots, n$ sebagai urutan waktu pengamatan. Penulisan data *time series* adalah $Y_{t_1}, Y_{t_2}, Y_{t_3}, \dots, Y_{t_n}$. Terdapat beberapa hal penting yang harus diperhatikan dalam melakukan analisis *time series*, yaitu stasioneritas data, fungsi autokorelasi (ACF) dan fungsi autokorelasi parsial (PACF).

2.3.1 Stasioneritas Data

Stasioneritas data dalam melakukan peramalan ataupun pemodelan dengan *time series* menjadi syarat penting sebelum melakukan analisis selanjutnya. Proses stokastik adalah himpunan variabel *random* $Y(\omega, t)$ yang tersusun berdasarkan

waktu, dengan ω adalah ruang sampel dan t adalah suatu indeks waktu. Sehingga data *time series* memiliki keterkaitan dengan proses stokastik (Wei, 2006, p. 7).

Suatu data *time series* dikatakan stasioner jika fungsi distribusi variabel *random* $Y_{t_1}, Y_{t_2}, Y_{t_3}, \dots, Y_{t_n}$ memenuhi syarat sebagai berikut:

$$F_{Y_{t_1}, \dots, Y_{t_n}}(x_1, \dots, x_n) = F_{Y_{t_1+k}, \dots, Y_{t_n+k}}(x_1, \dots, x_n). \quad (2.2)$$

Time series dikatakan *weakly stationary* atau stasioner lemah jika memiliki *mean* dan varians yang konstan, dengan korelasi dan kovarian merupakan fungsi dari selisih waktu. Proses *weakly stationary* lebih sering digunakan karena sulit untuk memastikan fungsi distribusi secara akurat. Fungsi rata-rata dari proses dapat didefinisikan pada persamaan berikut:

$$\mu_t = E(Y_t), \quad (2.3)$$

dengan fungsi varians pada proses, yaitu:

$$\sigma^2 = E(Y_t - \mu_t)^2. \quad (2.4)$$

Mengatasi ketidakstasioneritas dalam varians dapat menggunakan transformasi Box-Cox. Rumus transformasi terdapat pada persamaan berikut: (Wei, 2006, p. 85)

$$T(Y_t) = \frac{Y_t^\lambda}{\lambda}, \text{ berlaku untuk } \lambda \neq 0. \quad (2.5)$$

Nilai $\lambda=0$ dapat dilakukan transformasi dengan pendekatan limit pada persamaan berikut:

$$\lim_{\lambda \rightarrow 0} T(Y_t) = \lim_{\lambda \rightarrow 0} \frac{Y_t^\lambda}{\lambda} = \ln(Y_t), \quad (2.6)$$

dengan λ merupakan parameter transformasi Box-Cox. Beberapa nilai λ yang biasanya digunakan pada transformasi Box-Cox terdapat pada Tabel 2.3.

Tabel 2.3 Transformasi Box-Cox

Nilai Estimasi λ	Transformasi
-1	$\frac{1}{Y_t}$
-0,5	$\frac{1}{\sqrt{Y_t}}$
0	$\ln(Y_t)$
0,5	$\sqrt{Y_t}$
1	Y_t (tidak ada transformasi)

Mengatasi ketidakstasioneran dalam *mean* pada data *time series* dapat diatasi dengan *differencing* untuk menghasilkan deret yang stasioner, proses *differencing* orde ke- d adalah sebagai berikut:

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

dengan,

W_t = data hasil *differencing*,

Y_t = data *time series* pada waktu ke- t ,

d = orde *differencing*.

A. Uji Stasioneritasan Data

Pengujian yang dilakukan untuk menguji kestasioneritasan pada data adalah dengan uji *Unit Root*. Salah satu uji *Unit Root* adalah dengan menggunakan uji *Augmented Dickey Fuller* untuk mengantisipasi adanya korelasi antar residual. Uji ini didasarkan pada persamaan model berikut: (Gujarati, 1995)

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + a_t. \quad (2.8)$$

Pada Persamaan (2.8), jika nilai $\rho = 1$ maka dalam variabel Y_t terdapat *unit root* yang mengakibatkan data tidak stasioner. Persamaan (2.8) dapat juga diuraikan juga menjadi persamaan berikut:

$$\begin{aligned} W_t &= (\rho - 1)Y_{t-1} + a_t \\ &= \delta Y_{t-1} + a_t, \end{aligned} \quad (2.9)$$

dengan W_t adalah data hasil *differencing* orde pertama. Terdapat tiga jenis persamaan dari pengujian *Augmented Dickey Fuller*, yaitu:

$$W_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i W_{t-i} + a_t, \quad (2.10)$$

$$W_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i W_{t-i} + a_t, \quad (2.11)$$

$$W_t = \beta_1 + \beta_2 + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \alpha_i W_{t-i} + a_t, \quad (2.12)$$

dengan m adalah jumlah *lag* maksimum untuk menghasilkan a_t yang *white noise*. Pengujian yang dilakukan adalah sebagai berikut:

$H_0 : \delta = 0$ (terdapat kasus *unit root*, sehingga data belum stasioner),

$H_1 : \delta \neq 0$ (tidak terdapat kasus *unit root*, sehingga data stasioner).

Statistik uji yang digunakan pada pengujian ini adalah sebagai berikut:

$$\tau = \frac{\hat{\delta}}{S_{\hat{\delta}}}. \quad (2.13)$$

Hipotesis nol akan ditolak jika nilai $|\tau| > |\tau_{\text{tabel}}|$ atau jika nilai p bernilai kurang dari taraf signifikansi α . Nilai p merupakan hasil *p-value* pada pengujian.

2.3.2 Autocorrelation Function (ACF)

Fungsi autokorelasi atau ACF merupakan salah satu cara untuk mengetahui kestasioneran data dalam *mean*, selain itu ACF juga digunakan untuk melihat hubungan linearitas yang terjadi antara pengamatan Y_t dengan Y_{t+k} . Korelasi antara Y_t dengan Y_{t+k} dinyatakan dalam persamaan berikut: (Wei, 2006, p. 10)

$$\rho_k = \frac{\text{cov}(Y_t, Y_{t+k})}{\sqrt{\text{var}(Y_t)}\sqrt{\text{var}(Y_{t+k})}} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0}, \quad (2.14)$$

dengan γ_k merupakan fungsi autokovarians antara Y_t dengan Y_{t+k} sebagai berikut:

$$\gamma_k = \text{cov}(Y_t, Y_{t+k}) = E(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu), \quad (2.15)$$

dengan,

$$\gamma_0 = \text{var}(Y_t) = \text{var}(Y_{t+k}),$$

$$\gamma_k = \text{fungsi autokovarians pada lag ke-}k,$$

$$\rho_k = \text{fungsi autokorelasi (ACF) pada lag ke-}k.$$

2.3.3 Partial Autocorrelation Function (PACF)

PACF digunakan untuk mengukur tingkat keeratan hubungan antara pasangan Y_t dengan Y_{t+k} setelah pengaruh atau dependensi linear dalam variabel $Y_{t+1}, Y_{t+2}, \dots, Y_{t+k-1}$ dihilangkan, korelasinya dapat dituliskan sebagai berikut: (Wei, 2006, pp. 12-15),

$$\text{corr}(Y_t, Y_{t+k} \mid Y_{t+1}, Y_{t+2}, \dots, Y_{t+k-1}). \quad (2.16)$$

Perhitungan nilai PACF lag ke- k atau ϕ_{kk} dimulai dengan menghitung $\phi_{11} = \rho_1$, selanjutnya untuk menghitung ϕ_{kk} dapat menggunakan rumus pada persamaan berikut:

$$\phi_{kk} = \frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 & \cdots & \rho_{k-2} & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 & \cdots & \rho_{k-3} & \rho_2 \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \rho_{k-1} & \rho_{k-2} & \rho_{k-3} & \cdots & \rho_1 & \rho_k \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 & \cdots & \rho_{k-2} & \rho_{k-1} \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 & \cdots & \rho_{k-3} & \rho_{k-2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ \rho_{k-1} & \rho_{k-2} & \rho_{k-3} & \cdots & \rho_1 & 1 \end{vmatrix}} \cdot \quad (2.17)$$

2.4 Model ARIMA

Model ARIMA terdiri dari model AR (*Autoregressive*) yang menunjukkan bahwa nilai prediksi variabel Y_t hanya merupakan fungsi linear dari nilai Y_t sebelumnya. Model MA (*Moving Average*) yang menunjukkan nilai prediksi variabel dependen Y_t hanya dipengaruhi oleh nilai residual pada periode sebelumnya. Model ARIMA merupakan gabungan dari model AR dan model MA disertai dengan proses *differencing*, pada model ini nilai variabel Y_t dipengaruhi oleh variabel tersebut dan dipengaruhi oleh nilai residual pada periode sebelumnya. Model ARIMA dapat diidentifikasi dengan menggunakan ACF dan PACF dengan kriteria yang terdapat pada Tabel 2.4.

Tabel 2.4 Karakteristik ACF dan PACF

Model	ACF	PACF
AR(p)	Turun cepat secara eksponensial	Cut off setelah lag ke- p
MA(q)	Cut off setelah lag ke- q	Turun cepat secara eksponensial
ARMA(p, q)	Turun cepat setelah lag ke ($q-p$)	Turun cepat setelah lag ($p-q$)

Bentuk umum model ARMA(p, q) dapat dituliskan seperti pada persamaan berikut: (Wei, 2006, pp. 57-58)

$$\dot{Y}_t = \phi_1 \dot{Y}_{t-1} + \dots + \phi_p \dot{Y}_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q}, \quad (2.18)$$

atau dapat dirumuskan sebagai berikut:

$$\phi_p(B) \dot{Y}_t = \theta_q(B) a_t, \quad (2.19)$$

dengan,

$$\dot{Y}_t = Y_t - \mu,$$

a_t = residual pada waktu ke- t ,

p = orde AR,

q = orde MA,

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

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

$\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ = koefisien AR orde p ,

$\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ = koefisien MA orde q .

Bentuk umum model ARIMA adalah sebagai berikut: (Wei, 2006, p. 72)

$$\phi_p(B)(1-B)^d \dot{Y}_t = \theta_q(B) a_t, \quad (2.20)$$

dengan,

$$\dot{Y}_t = Y_t - \mu,$$

a_t = residual pada waktu ke- t ,

$$\theta_0 = \mu(1 - \phi_1 - \dots - \phi_p),$$

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

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

$(1-B)^d$ = operator *differencing* orde ke- d ,

$\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ = koefisien AR orde ke- p ,

$\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ = koefisien MA orde ke- q .

Salah satu kasus pada data harga saham adalah diperoleh model ARIMA (0,1,0). Pada kasus tersebut orde p dan q bernilai sama dengan 0 dan hanya terjadi *differencing* pada data. Data harga saham bersifat *random walk* dengan model ARIMA(0,1,0) merupakan data yang awalnya tidak stasioner kemudian dilakukan *differencing* agar stasioner, namun hasil stasioner tersebut merupakan stasioner yang random. Model ARIMA (0,1,0) adalah sebagai berikut:

$$(1-B)Y_t = \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t. \quad (2.21)$$

Karena orde p dan q bernilai 0, maka $\frac{\theta(B)}{\phi(B)} = 1$ sehingga

$$Y_t = Y_{t-1} + a_t. \quad (2.22)$$

2.5 Analisis Intervensi

Intervensi pada data *time series* digunakan untuk mengetahui pengaruh atau dampak dari kejadian tertentu terhadap variabel data *time series* (Wei, 2006). Analisis intervensi digunakan ketika kejadian khusus yang tidak bisa diperkirakan mempengaruhi suatu data. Kejadian khusus yang dapat memberikan dampak yaitu seperti perubahan peraturan oleh pemerintah, adanya kebijakan baru yang ditetapkan, pergantian pemimpin, bencana alam dan lain sebagainya. Penggunaan model intervensi dapat mempermudah dalam mengetahui besarnya efek dan lamanya efek dari suatu kejadian

terhadap data yang akan diamati. Model umum intervensi dapat dituliskan pada persamaan berikut:

$$Y_t = \sum_{j=1}^k \frac{\omega_{s_j}(B)B^{b_j}}{\delta_{r_j}(B)} I_{j,t} + \frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)(1-B)^d} a_t, \quad (2.23)$$

dengan,

I_j = variabel intervensi ke- j yang bernilai 0 atau 1,

$$\omega_s(B) = \omega_0 - \omega_1 B - \dots - \omega_s B^s,$$

$$\delta_r(B) = 1 - \delta_1 B - \dots - \delta_r B^r,$$

b, r, s merupakan orde intervensi.

Terdapat dua jenis model intervensi, yaitu intervensi fungsi *step* (*step function*) dan intervensi fungsi *pulse* (*pulse function*). Intervensi fungsi *step* yaitu kejadian intervensi yang terjadi pada waktu ke- T dan seterusnya dalam jangka waktu yang panjang. Bentuk intervensi fungsi *step* dinotasikan dalam persamaan berikut: (Wei, 2006, p. 212)

$$I_t = S_t^{(T)} = \begin{cases} 0, & t < T \\ 1, & t \geq T. \end{cases} \quad (2.24)$$

Intervensi fungsi *pulse* merupakan kejadian intervensi yang terjadi hanya pada waktu ke- T dan tidak berlanjut pada waktu setelahnya. Bentuk intervensi fungsi *pulse* dinotasikan dalam persamaan berikut: (Wei, 2006, p. 213).

$$I_t = P_t^{(T)} = \begin{cases} 1, & t = T \\ 0, & t \neq T. \end{cases} \quad (2.25)$$

2.6 Deteksi *Outlier*

Model-model yang tidak memenuhi asumsi normalitas pada residual, dilakukan pendeteksian *outlier*. Deteksi *outlier* pada fluktuasi harga saham dapat digunakan untuk mengetahui

kejadian apa yang mempengaruhi guncangan pada data yang diamati. Jenis-jenis *outlier* yang memberikan efek pada data *time series* yaitu AO, IO, TC dan LS.

Additive outlier (AO) adalah kejadian yang memberikan efek pada data *time series* hanya pada satu periode atau satu waktu saja (Wei, 2006, p. 223). Bentuk umum AO dalam model ARIMA diuraikan pada persamaan berikut:

$$Y_t = \begin{cases} X_t, & t \neq T, \\ X_t + \omega, & t = T, \end{cases} \quad (2.26)$$

dengan X_t merupakan *series* yang tidak mengandung *outlier* dan mengikuti model ARMA. Sehingga Persamaan (2.26) dapat dituliskan sebagai berikut:

$$\begin{aligned} Y_t &= X_t + \omega I_t^{(T)}, \\ &= \frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)} a_t + \omega I_t^{(T)}, \end{aligned} \quad (2.27)$$

dengan,

$$I_t^{(T)} = \begin{cases} 1, & t = T, \\ 0, & t \neq T. \end{cases} \quad (2.28)$$

Innovational outlier (IO) merupakan kejadian *outlier* yang efeknya mengikuti proses ARMA (Wei, 2006, p. 224). Bentuk umum IO diuraikan pada persamaan berikut:

$$\begin{aligned} Y_t &= X_t + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} \omega I_t^{(T)}, \\ &= \frac{\theta(B)}{\phi(B)} (a_t + \omega I_t^{(T)}). \end{aligned} \quad (2.29)$$

Temporary change (TC) adalah kejadian *outlier* yang menghasilkan efek awal sebesar ω pada waktu ke- t , kemudian

secara perlahan nilainya dipengaruhi oleh δ . Model umum TC dituliskan sebagai berikut:

$$Y_t = X_t + \frac{1}{(1-\delta B)} \omega I_t^{(T)}. \quad (2.30)$$

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

Level Shift (LS) merupakan *outlier* yang mempengaruhi data *time series* pada satu waktu tertentu yang memberikan perubahan yang tiba-tiba dan permanen. Model umum LS adalah sebagai berikut:

$$Y_t = X_t + \frac{1}{(1-B)} \omega I_t^{(T)}. \quad (2.31)$$

2.6.1 Estimasi Efek *Outlier*

Mengestimasi efek *outlier* dan menentukan jenis *outlier* AO atau IO dilakukan dengan terlebih dahulu menentukan nilai $(\pi)B$ sebagai berikut:

$$\pi(B) = \frac{\phi_p(B)}{\theta_q(B)} = (1 - \pi_1 B - \pi_2 B^2 - \dots), \quad (2.32)$$

Secara matematis, untuk estimasi efek *outlier* AO adalah dengan persamaan berikut:

$$\text{AO: } \hat{\omega}_{AT} = \frac{e_T - \sum_{j=1}^{n-T} \pi_j e_{T+j}}{\sum_{j=0}^{n-T} \pi_j^2}, \quad (2.33)$$

dengan,

e_T = nilai residual tertinggi atau terendah pada waktu ke- T .

Estimasi efek *outlier* IO adalah dengan persamaan berikut:

$$\text{IO: } \hat{\omega}_{IT} = e_T, \quad (2.34)$$

Menentukan efek *outlier* jenis AO atau IO adalah dengan menghitung nilai estimasi rasio *likelihood* (λ) menggunakan rumus berikut:

$$\lambda_{1,T} = \frac{\tau \hat{\omega}_{AT}}{\sigma_a}, \quad (2.35)$$

$$\lambda_{2,T} = \frac{\hat{\omega}_{IT}}{\sigma_a}. \quad (2.36)$$

dengan,

$$\tau = \sqrt{\sum_{j=0}^{n-T} \pi_j^2}. \quad (2.37)$$

Nilai estimasi rasio *likelihood* yang telah didapatkan, dipilih nilai yang maksimum $\hat{\lambda}_T = \max \{ |\hat{\lambda}_{i,T}| \}$, apabila $\hat{\lambda}_T = |\hat{\lambda}_{1,T}| > C$ dengan C merupakan nilai antara 3 sampai 4, maka jenis *outlier* tersebut adalah AO, apabila $\hat{\lambda}_T = |\hat{\lambda}_{2,T}| > C$, maka jenis *outlier* adalah IO.

2.6.2 Simulasi Deteksi *Outlier*

Simulasi deteksi *outlier* pada penelitian ini dilakukan untuk mengetahui perbedaan estimasi efek *outlier* pada model ARIMA yang berbeda.

A. Deteksi *Outlier* pada Model ARIMA(1,0,0)

Simulasi deteksi *outlier* dilakukan dengan membangkitkan 100 data yang berdistribusi Normal(0,1). Hasil data yang dibangkitkan digunakan sebagai nilai residual (a_t), dari residual tersebut digunakan untuk menghitung data *time series* yang mengikuti model ARIMA(1,0,0) dengan parameter yang ditentukan yaitu $\phi_1 = 0,6$ yang terdapat pada Tabel 2.5.

Tabel 2.5 Nilai Residual $N(0,1)$ dan Y_t ARIMA(1,0,0)

t	a_t	Y_t
1	-1,0295	-1,5443
2	0,2463	-0,6802
⋮	⋮	⋮
100	0,3643	0,6954

Setelah didapatkan data yang mengikuti model ARIMA(1,0,0), dilakukan estimasi parameter dan uji signifikansi parameter. Hasil estimasi dan uji signifikansi parameter terdapat pada Tabel 2.6. Kemudian pada data yang telah diestimasi dan di uji signifikansi parameter, diperoleh kembali nilai residual dari model ARIMA(1,0,0) dengan parameter $\phi_1 = 0,4$, pada residual tersebut disisipkan *outlier* dengan efek sebesar $\omega = -10$ di residual ke-61.

Tabel 2.6 Estimasi dan Uji Signifikansi Parameter AR(1) Simulasi

Estimasi Parameter	Nilai p	Keputusan
$\phi_1 = 0,4292$	0,000	Signifikan

Data yang telah disisipkan nilai *outlier* kemudian dilakukan pendeteksian *outlier* pada model ARIMA(1,0,0) dengan parameter ϕ_1 , dengan menggunakan Persamaan (2.32), akan diperoleh perhitungan $(\pi)B$ untuk model ARIMA(1,0,0) pada persamaan berikut:

$$\begin{aligned}
 \pi(B) &= \phi(B) \\
 &= (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots) \\
 &= (1 - \pi_1 B - \pi_2 B^2 - \dots).
 \end{aligned}
 \tag{2.38}$$

Sehingga, $\pi_1 = \phi_1$, $\pi_j = 0$; $j \geq 2$.

Perhitungan efek *outlier* AO dan IO pada model AR(1) diuraikan pada persamaan berikut:

$$\text{AO: } \hat{\omega}_{AT} = \frac{e_T - \pi_1 e_{T+1}}{\sum_{j=0}^1 \pi_j^2}, \quad (2.39)$$

$$\text{IO: } \hat{\omega}_{IT} = e_T. \quad (2.40)$$

Simulasi penentuan jenis *outlier* pada model ARIMA(1,0,0) dengan menggunakan nilai residual dari model yang telah diberikan efek *outlier*, dan diperoleh $\hat{\sigma}_a = 1,42$. Nilai residual dari model ARIMA(1,0,0) terdapat pada Tabel 2.7.

Tabel 2.7 Data Simulasi ARIMA(1,0,0)

t	a_t	π
1	0,08	0
2	-0,95	0
⋮	⋮	⋮
61	-9,66	1
62	2,57	-0,4
63	0,06	0
⋮	⋮	⋮
100	0,60	0

Perhitungan efek *outlier* sebagai berikut:

$$\hat{\omega}_{AT} = \frac{-9,66 - (0,4 \times 2,57)}{1 + 0,4^2} = -9,22$$

$$\hat{\omega}_{IT} = -9,66$$

$$\hat{\lambda}_{AT} = \frac{\sqrt{(1 + 0,4^2)} \times -9,22}{1,42} = -6,98$$

$$\hat{\lambda}_{IT} = \frac{-9,66}{1,42} = -6,79$$

Nilai maksimum $|\hat{\lambda}| = \hat{\lambda}_{AT}$, sehingga *outlier* pada tersebut merupakan AO, dan model ARIMA(1,0,0) adalah sebagai berikut:

$$Y_t = 0,4Y_{t-1} + a_t - 9,22 I_t^{(61)}.$$

B. Deteksi *Outlier* pada Model ARIMA(0,0,1)

Penentuan jenis *outlier* pada model ARIMA(0,0,1) dilakukan dengan membangkitkan 100 data yang berdistribusi Normal(0,1). Data yang dibangkitkan, diberikan efek *outlier* sebesar $\omega = -10$ pada data ke-61. Hasil data yang dibangkitkan digunakan sebagai nilai residual (a_t) yang digunakan untuk menghitung data *time series* yang mengikuti model ARIMA(0,0,1) dengan parameter yang ditentukan yaitu $\theta_1 = 0,6$ yang terdapat pada Tabel 2.8.

Tabel 2.8 Nilai Residual N(0,1) dan Y_t ARIMA(0,0,1)

t	a_t	Y_t
1	-1,0295	-1,5443
2	0,2463	-0,6802
⋮	⋮	⋮
61	-10,000	-9,2681
62	-1,0295	4,9704
⋮	⋮	⋮
100	0,3643	0,6954

Setelah diperoleh data *time series* model ARIMA(0,0,1), dilakukan estimasi parameter dan uji signifikansi parameter.

Hasil estimasi dan uji signifikansi parameter untuk model ARIMA(0,0,1) ditunjukkan pada Tabel 2.9.

Tabel 2.9 Estimasi dan Uji Signifikansi Parameter MA(1) Simulasi

Estimasi Parameter	Nilai p	Keputusan
$\theta_1 = 0,5946$	0,000	Signifikan

Deteksi *outlier* pada model ARIMA(0,0,1) dengan parameter θ_1 , dilakukan dengan terlebih dahulu menentukan Persamaan (2.32) untuk yang sesuai. Uraian matematis $\pi(B)$ untuk model MA(1) terdapat pada persamaan berikut:

$$\begin{aligned}\pi(B) &= \frac{1}{1 - \theta B} \\ &= (1 + \theta B + \theta^2 B^2 + \theta^3 B^3 + \dots) \\ &= (1 - \pi_1 B - \pi_2 B^2 - \dots),\end{aligned}\quad (2.41)$$

dengan, $\pi_j = -\theta^j$.

Persamaan untuk menghitung *outlier* jenis AO dan IO pada model MA(1) dijabarkan pada persamaan berikut:

$$\text{AO: } \hat{\omega}_{AT} = \frac{e_T - \sum_{j=1}^{n-T} \pi_j e_{T+j}}{\sum_{j=0}^{n-T} \pi_j^2}, \quad (2.42)$$

$$\text{IO: } \hat{\omega}_{IT} = e_T. \quad (2.43)$$

Residual dari model ARIMA(0,0,1) yang telah diuji signifikansi parameter digunakan untuk mendeteksi adanya outlier pada model. Diperoleh $\hat{\sigma}_a = 1,41$ dan nilai residual model ARIMA(0,0,1) ditampilkan pada Tabel 2.10.

Tabel 2.10 Data Simulasi ARIMA(0,0,1)

t	a_t	π
1	0,07	0
2	-0,88	0
\vdots	\vdots	\vdots
61	-9,86	1
62	-0,83	-0,6
63	0,42	0,36
\vdots	\vdots	\vdots
100	0,49	0

Perhitungan estimasi efek *outlier* dan penentuan jenis *outlier* pada model ARIMA(0,0,1) diuraikan sebagai berikut:

$$\hat{\omega}_{AT} = \frac{-9,86 - [(0,6 \times -0,83) + (0,36 \times 0,42) + \dots + (0 \times 0,49)]}{1 + 0,6^2 + 0,36^2 + \dots + 0^2}$$

$$= -6,70$$

$$\hat{\omega}_{IT} = -9,86$$

$$\hat{\lambda}_{AT} = \frac{\sqrt{(1 + 0,6^2 + 0,36^2 + \dots + 0^2)} \times -6,70}{1,41} = -4,76$$

$$\hat{\lambda}_{IT} = \frac{-9,86}{1,41} = -7,01$$

Nilai maksimum $|\hat{\lambda}| = \hat{\lambda}_{IT}$, sehingga *outlier* pada tersebut merupakan IO, dan model ARIMA(1,0,0) adalah sebagai berikut:

$$Y_t = 0,6B(a_t - 9,86I_t^{(61)}).$$

C. Deteksi *Outlier* pada Model ARIMA(0,0,0)

Pada kasus dengan orde $p, q = 0$ model ARIMA(0,0,0), deteksi *outlier* dengan AO atau IO sulit untuk dibedakan, karena orde p dan q bernilai sama dengan 0 dan

$$\pi(B) = \frac{\theta(B)}{\phi(B)} = 1, \text{ sehingga estimasi dan model AO dan IO}$$

terdapat pada persamaan berikut:

$$\begin{aligned} \text{AO: } \hat{\omega}_{AT} &= e_T, \\ \text{IO: } \hat{\omega}_{IT} &= e_T. \end{aligned} \quad (2.44)$$

$$\begin{aligned} \text{AO: } Y_t &= \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t + \omega I_t^{(T)}, \\ &= a_t + \omega I_t^{(T)}. \end{aligned} \quad (2.45)$$

$$\begin{aligned} \text{IO: } Y_t &= \frac{\theta(B)}{\phi(B)} (a_t + \omega I_t^{(T)}), \\ &= a_t + \omega I_t^{(T)}. \end{aligned}$$

Model TC pada orde $p, q = 0$ dijabarkan pada persamaan berikut:

$$\begin{aligned} Y_t &= \mu + a_t + \frac{1}{(1 - \delta B)} \omega I_t^{(T)} \\ &= \mu + a_t + \omega (1 + \delta B + \delta^2 B^2 + \dots) I_t^{(T)} \\ &= \mu + a_t + \omega I_t^{(T)} + \omega \delta I_{t-1}^{(T)} + \omega \delta^2 I_{t-2}^{(T)} + \dots. \end{aligned} \quad (2.46)$$

Model umum TC adalah sebagai berikut:

$$\begin{aligned}
Y_t &= \mu + a_t, & t \neq T \\
Y_T &= \mu + a_t + \omega, \\
Y_{T+1} &= \mu + a_{t+1} + \omega\delta, \\
&\vdots \\
Y_{T+k} &= \mu + a_{t+1} + \omega\delta^k.
\end{aligned} \tag{2.47}$$

Model LS akan diperoleh dengan menggunakan Persamaan (2.46) dengan mensubstitusikan $\delta = 1$ pada Persamaan (2.47), sehingga model LS adalah

$$Y_t = \begin{cases} \mu + a_t, & t \neq T \\ \mu + a_t + \omega, & t = T \end{cases} \tag{2.48}$$

D. Deteksi *Outlier* pada Model ARIMA(0,1,0)

Pada kasus dengan orde $p, q = 0$ dan terdapat *differencing* orde 1, maka estimasi dan model AO dan IO akan menjadi

$$\begin{aligned}
\text{AO: } \hat{\omega}_{AT} &= e_T, \\
\text{IO: } \hat{\omega}_{IT} &= e_T.
\end{aligned} \tag{2.49}$$

$$\begin{aligned}
\text{AO: } Y_t &= Y_{t-1} + a_t + \omega I_t^{(T)}. \\
\text{IO: } Y_t &= Y_{t-1} + a_t + \omega I_t^{(T)}.
\end{aligned} \tag{2.50}$$

2.7 Identifikasi Model ARIMA dan Model Intervensi

Tahapan dalam melakukan analisis *time series* dengan menggunakan model ARIMA (p, d, q) dan model intervensi (b, r, s) adalah sebagai berikut:

2.7.1 Identifikasi Model ARIMA

Identifikasi model ARIMA dapat dilakukan dengan melihat plot *time series* dan plot ACF, PACF untuk menentukan orde p dan q pada model. Menentukan model

dengan bentuk plot ACF dan PACF terdapat pada Tabel 2.4. Jika pada plot *time series* menunjukkan ketidakstasioneran dalam *mean* ataupun varians, maka dapat diatasi dengan *differencing* ataupun transformasi.

2.7.2 Identifikasi Model Intervensi

Identifikasi orde pada model intervensi (b,r,s) dapat dilakukan dengan menggunakan *response function* intervensi. *Response function* merupakan residual yang dihitung berdasarkan selisih antara hasil peramalan pada model ARIMA dengan data setelah terjadi intervensi.

Tabel 2.11 Pola Residual respon

(b,r,s)	<i>Response Function</i>
$(3,0,0)$	<p>A horizontal line represents the time axis. A single vertical bar is drawn at the position labeled $T+3$. The position T is also marked on the axis.</p>
$(3,0,2)$	<p>A horizontal line represents the time axis. Three vertical bars are drawn at positions labeled $T+3$, $T+4$, and $T+5$. The position T is also marked on the axis.</p>
$(3,1,3)$	<p>A horizontal line represents the time axis. Six vertical bars are drawn at positions labeled $T+3$, $T+4$, $T+5$, $T+6$, $T+7$, and $T+8$. The position T is also marked on the axis.</p>

Orde b merupakan *delay* (waktu tunda) yang menunjukkan jeda waktu pada data *time series* sebelum terjadi intervensi dan sesudah terjadi intervensi atau dengan melihat

kapan efek intervensi mulai terjadi. Orde s dapat ditentukan melihat gerak bobot respon (ω) mulai menurun. Sedangkan orde r ditentukan dengan cara yang sama untuk mengidentifikasi orde p pada ARIMA univariat yaitu dengan melihat pola fungsi autokorelasi (ACF) (Wei, 2006, pp. 323-324). Beberapa contoh orde b, r, s beserta *response function* terdapat pada Tabel 2.11.

2.8 Estimasi Parameter

2.8.1 Estimasi Parameter Model ARIMA

Estimasi parameter dapat dilakukan dengan menggunakan metode *Moment*, *Least Square* ataupun *Maximum Likelihood Estimation*. Salah satu metode taksiran parameter yang digunakan yaitu metode *least square*. Metode *least square* dalam menaksir ϕ, θ dan μ adalah dengan meminimumkan $S(\phi, \mu, \theta)$ terhadap ϕ, θ dan μ kemudian disamadengankan dengan 0 (Cryer & Chan, 2008, pp. 154-155). Seperti dimisalkan model AR(1) yaitu $Y_t - \mu = \phi(Y_{t-1} - \mu) + a_t$. Model ini dapat dilihat sebagai peubah peramal prediktor Y_{t-1} dan peubah respon Y_t . Metode *least square* merupakan suatu metode yang dilakukan untuk mencari nilai parameter dengan cara meminimumkan jumlah kuadrat *error* yang dinyatakan dalam persamaan berikut:

$$S(\phi, \mu) = \sum_{t=2}^n a_t^2 = \sum_{t=2}^n [(Y_t - \mu) - \phi(Y_{t-1} - \mu)]^2, \quad (2.51)$$

dalam mengestimasi parameter dengan *least square*, hal ini dilakukan dengan menurunkan $S(\phi, \mu)$ terhadap μ dan ϕ kemudian disamadengankan nol. Meminimumkan $S(\phi, \mu)$ terhadap μ akan menghasilkan persamaan berikut:

$$\frac{\partial S}{\partial \mu} = \sum_{t=2}^n 2[(Y_t - \mu) - \phi(Y_{t-1} - \mu)](-1 + \phi) = 0, \quad (2.52)$$

dengan demikian, taksiran parameter untuk μ pada model AR(1) adalah

$$\hat{\mu} = \frac{\sum_{t=2}^n Y_t - \phi \sum_{t=2}^n Y_{t-1}}{(n-1)(1-\phi)}. \quad (2.53)$$

Jika nilai n besar, maka dapat ditulis sebagai $\sum_{t=2}^n \frac{Y_t}{n-1} \approx \sum_{t=2}^n \frac{Y_{t-1}}{n-1} \approx \bar{Y}$, sehingga Persamaan (2.53) dapat disederhanakan menjadi

$$\hat{\mu} = \frac{\bar{Y} - \phi \bar{Y}}{1 - \phi} = \bar{Y}, \quad (2.54)$$

dengan cara yang sama, operasi turunan terhadap ϕ , yaitu:

$$\frac{\partial S}{\partial \phi} = \sum_{t=2}^n 2[(Y_t - \bar{Y}) - \phi(Y_{t-1} - \bar{Y})](Y_{t-1} - \bar{Y}) = 0, \quad (2.55)$$

didapatkan nilai taksiran parameter ϕ sebagai berikut:

$$\hat{\phi} = \frac{\sum_{t=2}^n (Y_t - \bar{Y})(Y_{t-1} - \bar{Y})}{\sum_{t=2}^n (Y_{t-1} - \bar{Y})^2}. \quad (2.56)$$

2.8.2 Estimasi Parameter Model Intervensi

Estimasi parameter pada model intervensi dihitung berdasarkan bentuk umum fungsi transfer (Wei, 2006, pp. 332-333), dengan model intervensi sebagai berikut:

$$Y_t = \frac{\omega_s(B)B^b}{\delta_r(B)}I_t + \frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)}a_t. \quad (2.57)$$

Persamaan (2.57) dapat digunakan untuk menaksir parameter ω , δ , θ , dan ϕ , sehingga dapat dituliskan pada persamaan berikut:

$$\delta_r(B)\phi_p(B)Y_t = \omega_s(B)\phi_p(B)B^bI_t + \delta_r(B)\theta_q(B)a_t, \quad (2.58)$$

atau sama dengan

$$c(B)Y_t = d(B)B^bI_t + e(B)a_t, \quad (2.59)$$

dengan,

$$\begin{aligned} c(B) &= \delta_r(B)\phi_p(B) \\ &= (1 - \delta_1B - \delta^2B^2 - \dots)(1 - \phi_1B - \phi_2B^2 - \dots) \\ &= (1 - c_1B - c_2B^2 - \dots - c_{p+r}B^{p+r}), \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} d(B) &= \phi_p(B)\omega_s(B) \\ &= (1 - \phi_1B - \phi_2B - \dots)(1 - \omega_1B - \omega_2B - \dots) \\ &= (d_0 - d_1B - d_2B^2 - \dots - d_{p+s}B^{p+s}), \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} e(B) &= \delta_r(B)\theta_q(B) \\ &= (1 - \delta_1B - \delta_2B^2 - \dots)(1 - \theta_1B - \theta_2B^2 - \dots) \\ &= (1 - e_1B - e_2B^2 - \dots - e_{r+q}B^{r+q}), \end{aligned}$$

sehingga

$$a_t = \frac{c(B)Y_t - d(B)B^bI_t}{e(B)}. \quad (2.60)$$

Penaksiran parameter model intervensi unuk menaksir ω , δ , θ , dan ϕ dengan melakukan iterasi dengan meminim-

umkan jumlah kuadrat *error*. Estimasi *least square* untuk menaksir parameter tersebut yaitu dengan meminimumkan nilai pada persamaan berikut:

$$S(\delta, \omega, \phi, \theta | b) = \sum_{t=t_0}^n a_t^2, \quad (2.61)$$

dengan $t_0 = \max\{p+r+1, b+p+s+1\}$ dan a_t adalah persamaan residual pada Persamaan (2.60).

2.9 Uji Signifikansi Parameter

Uji signifikansi parameter dilakukan untuk mengetahui parameter yang signifikan terhadap model. Pengujian signifikansi parameter dengan menggunakan uji t. Misalkan θ merupakan parameter MA, dengan $\hat{\theta}$ merupakan taksiran dari parameter θ dan $SE(\hat{\theta})$ adalah *standard error* dari taksiran parameter θ , dengan hipotesis pengujian sebagai berikut:

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

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

Statistik Uji yang digunakan dalam pengujian signifikansi parameter dituliskan sebagai berikut:

$$t_{\text{hitung}} = \frac{\hat{\theta}}{SE(\hat{\theta})}. \quad (2.62)$$

H_0 akan ditolak jika $|t_{\text{hitung}}| > t_{\frac{\alpha}{2}, n-m}$ atau jika nilai p bernilai

kurang dari α , dengan nilai p merupakan *p-value* dan α merupakan taraf signifikansi kesalahan (Bowerman & O'Connel, 1993).

2.10 Uji Asumsi Residual

Asumsi residual yang harus terpenuhi pada suatu model yaitu residual harus bersifat *white noise* dan berdistribusi normal. Residual dari suatu model dikatakan *white noise* jika residual bersifat identik, yaitu residual memiliki varians yang konstan, dan residual bersifat independen, yaitu tidak terjadi korelasi antar residual.

2.10.1 Uji Asumsi *White Noise*

Pengujian asumsi residual *white noise* dapat dilakukan dengan melihat plot residual dan melakukan pengujian hipotesis. Pengujian asumsi *white noise* dapat dilakukan dengan menggunakan Ljung-Box (Wei, 2006, p. 153), dengan hipotesis yang akan diuji adalah

$$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_K = 0$$

$$H_1 : \text{minimal terdapat satu } \rho_i \neq 0, \text{ dengan } i = 1, 2, \dots, K.$$

Statistik Uji pada pengujian Ljung-Box dituliskan pada persamaan berikut:

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^K \frac{\hat{\rho}_k^2}{n-k}. \quad (2.63)$$

dengan

$\hat{\rho}_k$ = autokorelasi residual pada lag ke- k ,

K = maksimum lag,

n = banyaknya pengamatan,

m = banyaknya parameter.

H_0 akan ditolak jika $Q > \chi_{\alpha, df:K-m}^2$ atau ketika nilai p bernilai kurang dari taraf signifikansi α .

2.10.2 Uji Asumsi Residual Berdistribusi Normal

Pengujian asumsi residual berdistribusi normal adalah untuk mengetahui residual dari suatu model telah memenuhi asumsi mengikuti distribusi normal atau tidak. Pengujian distribusi normal dilakukan dengan melakukan uji hipotesis *Kolmogorv-Smirnov*. Hipotesis yang akan diuji adalah (Daniel, 2000, p. 344)

$$H_0 : F(a) = F_0(a)$$

$$H_1 : F(a) \neq F_0(a)$$

Statistik Uji dalam pengujian *Kolmogorov-Smirnov* adalah

$$D = \sup |S(a) - F_0(a)|, \quad (2.64)$$

dengan,

$S(a)$ = fungsi peluang kumulatif yang dihitung dari data sampel,

$F_0(a)$ = fungsi peluang kumulatif distribusi normal,

$F(a)$ = fungsi distribusi yang belum diketahui,

\sup = nilai maksimum dari $|S(a) - F_0(a)|$.

H_0 akan ditolak jika nilai p kurang dari α atau saat nilai $D > D_{(1-\alpha, n)}$.

2.11 Pemilihan Model Terbaik

Pemilihan model terbaik dapat dilakukan dengan menggunakan kriteria nilai *error* yang terkecil pada data *in sample* dan data *out sample*. Misalkan terdapat data variabel respon $Y_1, Y_2, \dots, Y_{n-1}, Y_n, Y_{n+1}, Y_{n+2}, \dots, Y_{n+L}$ yang terdiri dari data pengamatan dan data peramalan, maka yang termasuk dalam data *in sample* yaitu $Y_1, Y_2, \dots, Y_{n-1}, Y_n$ yang merupakan data pengamatan aktual, dan yang termasuk dalam data *out sample*

yaitu $Y_{n+1}, Y_{n+2}, \dots, Y_{n+L}$ yang merupakan data hasil peramalan. Kriteria pemilihan model terbaik data *in sample* dapat menggunakan AIC atau *Akaike's Information Criterion*.

AIC merupakan kriteria pemilihan model yang mempertimbangkan banyaknya parameter dalam model. AIC dirumuskan dalam persamaan berikut: (Wei, 2006, p. 156),

$$AIC = n \ln \hat{\sigma}_a^2 + 2M, \quad (2.65)$$

dengan,

$\hat{\sigma}_a^2$ = estimasi varians dari residual,

n = banyaknya pengamatan,

M = banyaknya parameter dalam model.

Pemilihan model terbaik pada data *out sample* dapat menggunakan MSE (*Mean Square Error*) dan MAPE (*Mean Absolute Percentage Error*). Perhitungan MSE dan MAPE terdapat pada persamaan berikut: (Wei, 2006, pp. 181-182),

$$\begin{aligned} MSE &= \frac{1}{L} \sum_{l=1}^L e_l^2 \\ MAPE &= \frac{1}{L} \sum_{l=1}^L \left| \frac{e_l}{Y_{n+l}} \right| \times 100\% \end{aligned} \quad (2.66)$$

dengan,

$$e_l = Y_{n+l} - \hat{Y}_n(l),$$

L = banyaknya pengamatan pada data *out sample*.

BAB III METODOLOGI PENELITIAN

3.1 Sumber Data

Data yang digunakan pada penelitian ini merupakan data sekunder yang diperoleh dari *Yahoo Finance* dengan alamat <https://finance.yahoo.com>, yaitu data harian harga saham IHSG sebagai saham gabungan dan data harian harga saham individu emiten BBRI sebagai emiten yang likuid dan harga saham emiten HDFA sebagai emiten yang non-likuid. Data harga saham IHSG dan harga saham BBRI dan HDFA diamati pada sejak 1 Agustus 2018 hingga 30 November 2019.

3.2 Variabel Penelitian dan Struktur Data

Variabel penelitian dalam penelitian ini yaitu variabel pengamatan yang terdiri dari harga saham kelompok IHSG dan harga saham individu BBRI sebagai emiten yang likuid dan HDFA sebagai emiten yang non-likuid yang terdapat pada Tabel 3.1.

Tabel 3.1 Variabel Penelitian

Variabel	Keterangan
$Y_{1,t}$	Harga saham IHSG periode 1 Agustus 2018 hingga 30 November 2019
$Y_{2,t}$	Harga saham BBRI periode 1 Agustus 2018 hingga 30 November 2019
$Y_{3,t}$	Harga saham HDFA periode 1 Agustus 2018 hingga 30 November 2019

Terdapat lima variabel intervensi pada penelitian ini, intervensi pertama yaitu peristiwa debat capres-cawapres yang pertama kali dilaksanakan pada 17 Januari 2019 ($t=114$), intervensi kedua yaitu sehari setelah pemilu dilaksanakan pada tanggal 18 April 2019 ($t=175$) dan pada hari ini pula mulai terdapat hasil

hitung cepat pemilu 2019, intervensi ketiga yaitu pengumuman dan penetapan presiden dan wakil presiden terpilih berdasarkan hasil perhitungan suara pemilu pada 21 Mei 2019 ($t=196$), intervensi keempat adalah peristiwa bencana alam kebakaran hutan dan lahan di Kalimantan dan Sumatera yang terjadi pada 6 Agustus 2019 ($t=254$), intervensi kelima adalah pelantikan kabinet kerja periode 2019-2024 yang dilaksanakan pada 23 Oktober 2019 ($t=245$). Variabel intervensi dituliskan dalam Tabel 3.2 dan struktur data dari variabel penelitian terdapat pada Tabel 3.3.

Tabel 3.2 Variabel Intervensi

Variabel	Keterangan
$I_{1,t} = \begin{cases} 0, & t < 114 \\ 1, & 114 \leq t \leq 174 \end{cases}$	Peristiwa debat capres-cawapres pertama yang dilaksanakan pada 17 Januari 2019 ($t=114$).
$I_{2,t} = \begin{cases} 0, & 114 < t < 175 \\ 1, & 175 \leq t \leq 195 \end{cases}$	Peristiwa sehari setelah pemilu dilaksanakan pada tanggal 18 April 2019 dan terdapat hasil hitung cepat pemilu 2019 ($t=175$).
$I_{3,t} = \begin{cases} 0, & 175 < t < 196 \\ 1, & 196 \leq t \leq 244 \end{cases}$	Peristiwa pengumuman dan penetapan presiden dan wakil presiden terpilih berdasarkan perhitungan suara pada tanggal 21 Mei 2019 ($t=196$).
$I_{4,t} = \begin{cases} 0, & 196 < t < 245 \\ 1, & 245 \leq t \leq 300 \end{cases}$	Peristiwa kebakaran hutan dan lahan di Kalimantan dan Sumatera yang terjadi pada 6 Agustus 2019 ($t=245$).
$I_{5,t} = \begin{cases} 0, & 245 < t < 301 \\ 1, & t \geq 301 \end{cases}$	Peristiwa pelantikan kabinet kerja periode 2019-2024 yang dilaksanakan pada 23 Oktober 2019 ($t=301$).

Tabel 3.3 Struktur Data Variabel Penelitian

t	$Y_{1,t}$	$Y_{2,t}$	$Y_{3,t}$	$I_{1,t}$	$I_{2,t}$	$I_{3,t}$	$I_{4,t}$	$I_{5,t}$
1	$Y_{1,1}$	$Y_{2,1}$	$Y_{3,1}$	0	0	0	0	0
2	$Y_{1,2}$	$Y_{2,2}$	$Y_{3,2}$	0	0	0	0	0
3	$Y_{1,3}$	$Y_{2,3}$	$Y_{3,3}$	0	0	0	0	0
\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots
114	$Y_{1,114}$	$Y_{2,114}$	$Y_{3,114}$	1	0	0	0	0
\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots
175	$Y_{1,175}$	$Y_{2,175}$	$Y_{3,175}$	0	1	0	0	0
\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots
196	$Y_{1,196}$	$Y_{2,196}$	$Y_{3,196}$	0	0	1	0	0
\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots
245	$Y_{1,245}$	$Y_{2,245}$	$Y_{3,245}$	0	0	0	1	0
\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots
301	$Y_{1,301}$	$Y_{2,301}$	$Y_{3,301}$	0	0	0	0	1
\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots	\vdots
328	$Y_{1,328}$	$Y_{2,328}$	$Y_{3,328}$	0	0	0	0	0

3.3 Langkah Penelitian

Langkah penelitian dalam melakukan analisis data adalah sebagai berikut:

1. Membagi data Y menjadi enam bagian.
 - a. Data pertama adalah data Y sebelum terjadi intervensi dengan $t=1,2,\dots,T_1-1$. Dinotasikan sebagai Y_0 .
 - b. Data kedua merupakan data saat terjadinya intervensi pertama hingga sebelum kejadian intervensi kedua

- sebanyak n_1 dengan periode waktu $t = T_1, T_1+1, T_1+2, \dots, T_2-1$. Dinotasikan sebagai Y_1 .
- c. Data ketiga merupakan data saat terjadinya intervensi kedua hingga sebelum kejadian intervensi ketiga sebanyak n_2 dengan periode waktu $t = T_2, T_2+1, T_2+2, \dots, T_3-1$. Dinotasikan sebagai Y_2 .
- d. Data keempat merupakan data saat terjadinya intervensi ketiga hingga sebelum kejadian intervensi keempat sebanyak n_3 dengan periode waktu $t = T_3, T_3+1, T_3+2, \dots, T_4-1$. Dinotasikan sebagai Y_3 .
- e. Data kelima merupakan data saat terjadinya intervensi keempat hingga sebelum kejadian intervensi kelima sebanyak n_4 dengan periode waktu $t = T_4, T_4+1, T_4+2, \dots, T_5-1$. Dinotasikan sebagai Y_4 .
- f. Data keenam merupakan data saat terjadinya intervensi kelima hingga akhir pengamatan sebanyak n_5 dengan periode waktu $t = T_5, T_5+1, T_5+2, \dots, n$. Dinotasikan sebagai Y_5 .
2. Menentukan model ARIMA pada data pertama sehingga diperoleh model ARIMA $Y_{0,t} = \frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)(1-B)^d} a_t$.
- 3a. Apabila diperoleh model ARMA dengan orde $p, q=0$, maka analisis intervensi dilanjutkan dengan pendeteksian *outlier*. Kemudian menentukan jenis *outlier* dan menganalisis penyebab *outlier*.
- 3b. Apabila diperoleh model ARIMA dengan orde $p, q \neq 0$, maka melakukan peramalan dengan model ARIMA yang

terbentuk pada data kedua Y_1 , sehingga diperoleh data *forecast* $\hat{Y}_{T_1}, \hat{Y}_{T_1+1}, \dots, \hat{Y}_{T_1+n_1-1}$.

- i. Menghitung nilai respon dari intervensi pertama Y_1^* . Nilai respon ini merupakan residual berdasarkan model ARIMA pada langkah ke-2 dari data ke $t = T_1, T_1+1, T_1+2, \dots, n$. Nilai respon pada intervensi pertama adalah $Y_{T_1}^*, Y_{T_1+1}^*, \dots, Y_{T_1+n_1-1}^*$.
- ii. Menentukan orde b_1, r_1, s_1 dari intervensi pertama dengan membuat plot nilai respon pada langkah a dengan *confidence interval* $\pm 3\hat{\sigma}_{a_0}$, dimana $\hat{\sigma}_{a_0}$ merupakan RMSE dari model ARIMA. Interval ini berdasarkan batas *control chart* dalam pengendalian kualitas statistika untuk mendeteksi adanya *outlier*.
- iii. Mengestimasi parameter dan menguji signifikansi parameter untuk model intervensi pertama, serta melakukan cek diagnosa asumsi residual. Diperoleh model intervensi tahap pertama, yaitu:

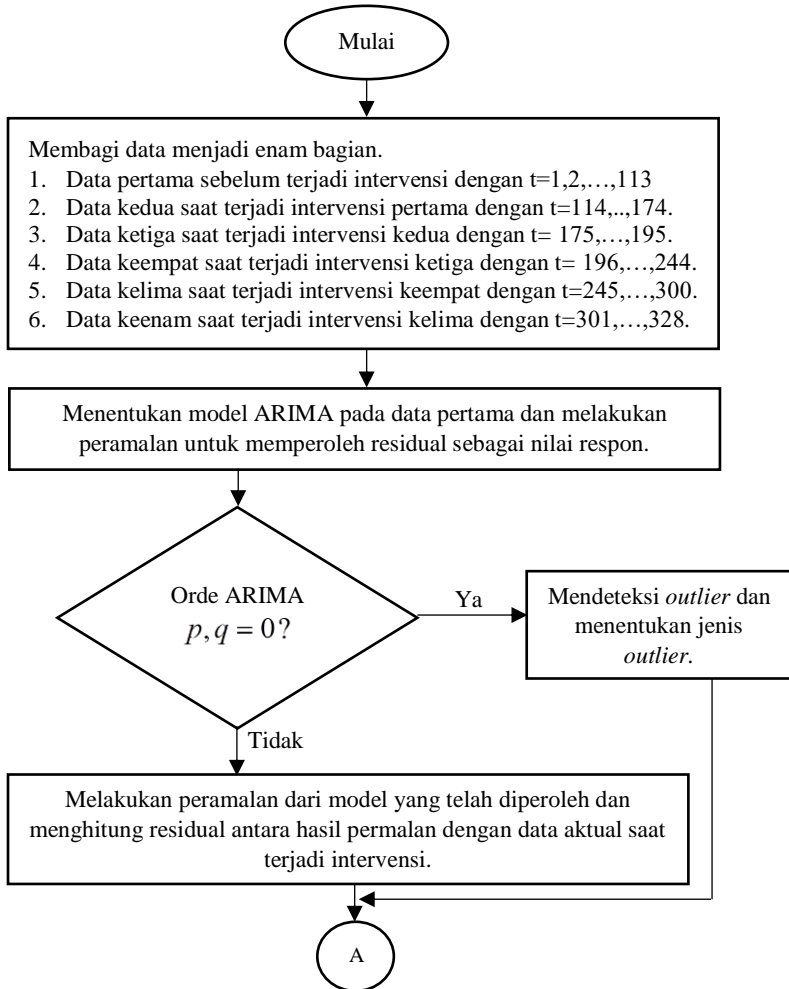
$$Y_t = \frac{\omega_{s_1}(B)B^{b_1}}{\delta_{r_1}(B)} I_{1,t} + \frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)} a_t.$$

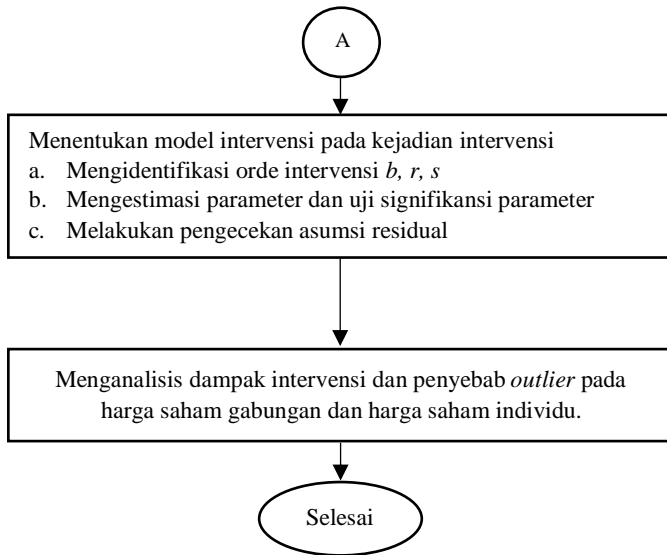
- iv. Mengulangi langkah ke-i hingga ke-iii untuk memperoleh model intervensi kedua, ketiga, keempat dan kelima. Sehingga diperoleh model dari kelima kejadian intervensi pada harga saham, yaitu:

$$Y_t = \sum_{j=1}^5 \frac{\omega_{s_j}(B)B^{b_j}}{\delta_{r_j}(B)} I_{j,t} + \frac{\theta_q(B)}{\phi_p(B)(1-B)^d} a_t.$$

- v. Menganalisis dampak intervensi pada indeks saham IHSG, dan harga saham individu likuid dan non-likuid pada masing-masing sektor.

Tahapan proses analisis berdasarkan langkah penelitian terdapat pada Gambar 3.1.





Gambar 3.1 Diagram Alir Penelitian

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BAB IV ANALISIS DAN PEMBAHASAN

4.1 Statistika Deskriptif

Statistika deskriptif merupakan salah satu cara untuk mengetahui gambaran umum dari data harga saham yang akan dianalisis. Statistika deskriptif dari harga saham IHSG, BBRI, dan HDFA terdapat pada Tabel 4.1 berikut:

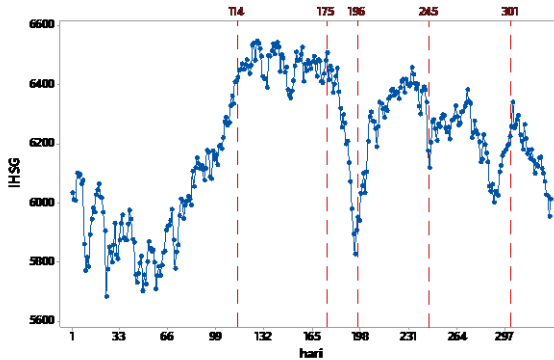
Tabel 4.1 Statistika Deskriptif Saham

Saham	Mean	Varians	Minimum	Maksimum
IHSG	6190,2	49646,1	5683,5	6547,9
BBRI	3847,9	208288,4	2910,0	4550,0
H DFA	143,0	380,4	107,6	272,9

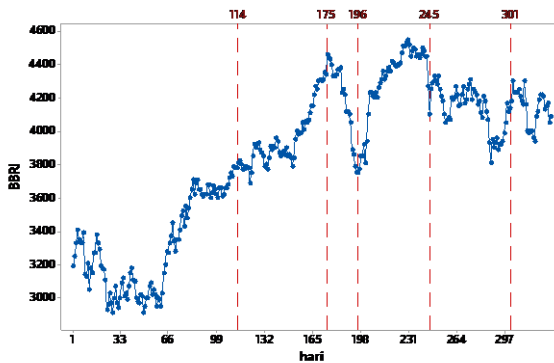
Rata-rata harga saham gabungan IHSG periode 1 Agustus 2018 hingga 30 November 2019 adalah sebesar Rp6190,2 dengan tingkat keragaman yang besar yaitu sebesar 49646,1. Harga saham IHSG terendah berada pada level Rp5683,5 dan tertinggi pada harga Rp6547,9. Rata-rata harga saham BBRI periode 1 Agustus 2018 hingga 30 November 2019 sebesar Rp3847,9 dengan tingkat keragaman yang tinggi yaitu sebesar 208288,4. Harga saham BBRI terendah berada pada level Rp2910 dan tertinggi pada level Rp4550. Rata-rata harga saham HDFA periode 1 Agustus 2018 hingga 30 November 2019 sebesar Rp143,0 dengan tingkat keragaman yang cukup tinggi sebesar 380,4. Harga saham terendah HDFA berada pada level Rp107,6 dan tertinggi pada level Rp272,9.

Perbedaan harga saham gabungan dengan harga saham individu dikarenakan pada IHSG terdiri dari jumlah harga saham-saham yang terdaftar dalam Bursa Efek Indonesia, sedangkan harga saham individu merupakan harga saham dari perusahaan tersebut, yang membedakan harga saham individu

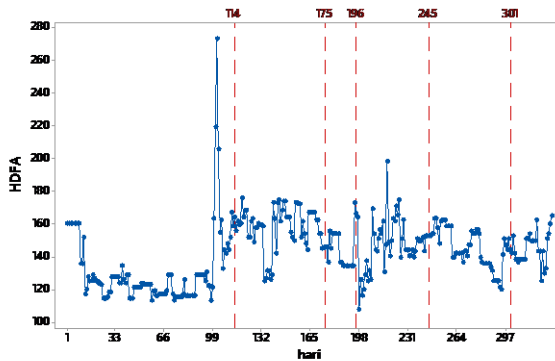
satu dengan yang lainnya adalah tingkat likuiditas perusahaan tersebut. Harga saham BBRI lebih tinggi dibandingkan dengan harga saham HDFA karena perbedaan tingkat likuiditas dan peringkat yang diperoleh dari Pefindo. Rendahnya dan tingginya harga saham IHSG, BBRI, dan HDFA dapat diakibatkan oleh adanya suatu peristiwa yang memberikan dampak kepada pasar modal Indonesia. Plot *time series* IHSG, BBRI, dan HDFA dengan masing-masing kejadian intervensi terdapat pada Gambar 4.1, Gambar 4.2 dan Gambar 4.3



Gambar 4.1 Plot *Time Series* IHSG



Gambar 4.2 Plot *Time Series* BBRI



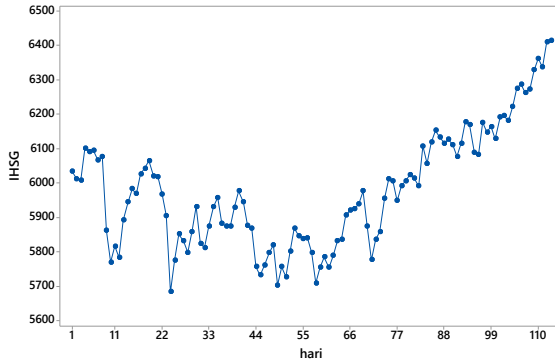
Gambar 4.3 Plot *Time Series* HDFA

4.2 Analisis Intervensi dan Deteksi *Outlier* IHSG

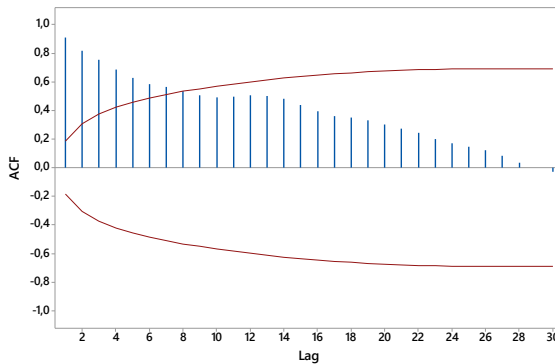
IHSG merupakan harga saham gabungan dari perusahaan-perusahaan yang terdaftar di BEI. Harga saham IHSG yang paling banyak diminati dan dijadikan acuan oleh investor saat akan menginvestasikan modalnya di pasar modal Indonesia. Analisis intervensi dan deteksi *outlier* pada harga saham IHSG akan dilakukan untuk mengevaluasi dan mengetahui dampak peristiwa yang mempengaruhi fluktuasi harga saham IHSG.

4.2.1 Identifikasi Model ARIMA IHSG Sebelum Terjadi Intervensi Pertama

Tahap pertama dalam melakukan analisis intervensi adalah menentukan model ARIMA pada data sebelum kejadian intervensi, dalam hal ini saat hari ke-1 sampai dengan hari ke-113 atau pada tanggal 1 Agustus 2018 hingga 16 Januari 2019. Sebelum melakukan identifikasi model, terlebih dahulu memastikan bahwa data telah stasioner. Kestasioneran data dapat dilihat berdasarkan *time series* plot dan plot ACF pada Gambar 4.4 dan Gambar 4.5.



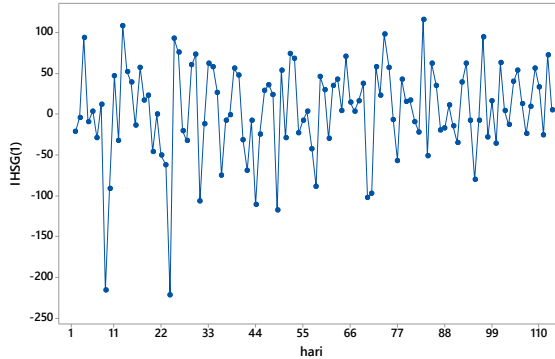
Gambar 4.4 Plot *Time Series* IHSG Sebelum Intervensi



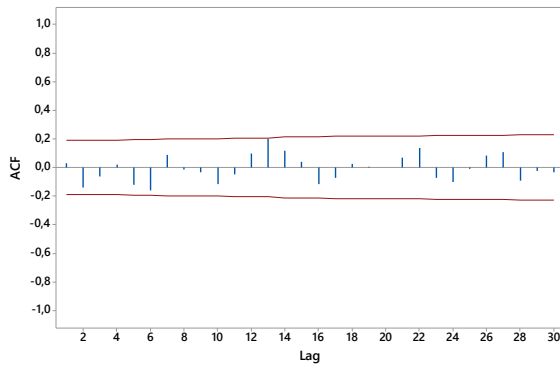
Gambar 4.5 Plot ACF IHSG Sebelum Intervensi

Plot *time series* dan plot ACF dari data IHSG sebelum terjadi intervensi menunjukkan bahwa data tidak stasioner dalam mean dan perlu dilakukan *differencing* agar data menjadi stasioner. Perbedaan nilai p hasil uji *Augmented Dickey Fuller* pada data sebelum dilakukan *differencing* dan sesudah dilakukan *differencing* adalah sebesar 0,77 menjadi 0,00. Plot *time series*, plot ACF dan PACF hasil *differencing* orde satu

pada data IHSG sebelum terjadinya intervensi ditunjukkan pada Gambar 4.6, Gambar 4.7 dan Gambar 4.8.

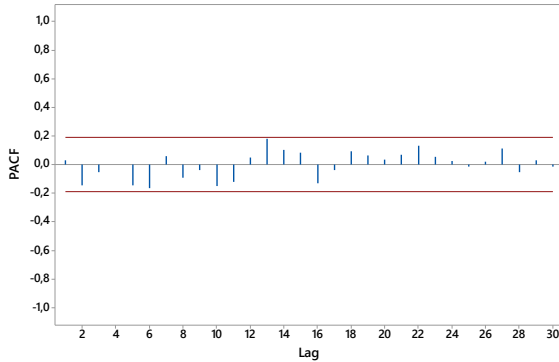


Gambar 4.6 Plot *Time Series* IHSG Setelah *Differencing*



Gambar 4.7 Plot ACF IHSG Setelah *Differencing*

Hasil *differencing* satu pada data harga saham IHSG sebelum terjadinya intervensi menunjukkan data sudah stasioner dalam *mean*. Identifikasi orde p dan q pada model ARIMA berdasarkan plot ACF dan PACF tidak terdapat *cut off* maupun pola menurun cepat, sehingga model diindikasikan merupakan model *random walk* atau ARIMA(0,1,0).



Gambar 4.8 Plot PACF IHSG Setelah *Differencing*

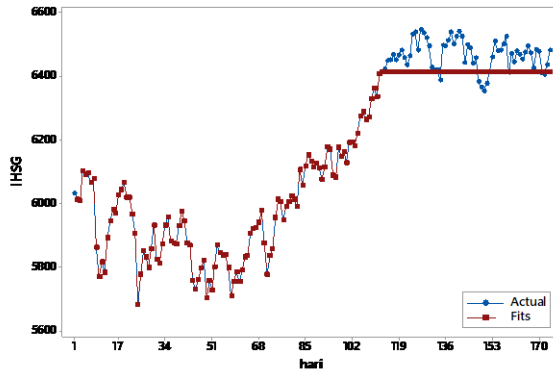
Berdasarkan model ARIMA(0,1,0) pada harga saham IHSG periode hari ke-1 sampai hari ke-113 didapatkan nilai AIC, MSE, dan MAPE pada Tabel 4.2. Nilai AIC menunjukkan bahwa model cukup baik dalam menentukan nilai pengamatan yang sesuai dengan nilai aktual, namun pada MSE dan MAPE menunjukkan nilai yang cukup besar yang berarti bahwa model kurang sesuai dalam melakukan peramalan pada data *out sample*.

Tabel 4.2 Kriteria Model Terbaik IHSG

	AIC	MSE	MAPE
ARIMA(0,1,0)	1231,51	4975,58	0,941

Setelah diperoleh model ARIMA pada data harga saham IHSG sebelum terjadi intervensi, dilakukan peramalan berdasarkan model yang telah diperoleh sebanyak 61 hari kedepan, sesuai dengan pembagian data kedua saat terjadi intervensi pertama hingga sebelum terjadi intervensi kedua. Hasil perbandingan peramalan dengan data aktual IHSG hari ke-1 sampai hari ke-174 ditampilkan pada Gambar 4.9.

Model ARIMA (0,1,0) hanya dapat digunakan untuk meramalkan data satu periode kedepan, karena model yang diperoleh adalah $Y_t = Y_{t-1} + a_t$. Sehingga hasil peramalan akan menghasilkan nilai yang sama secara terus menerus. Oleh karena itu, analisis intervensi akan dilanjutkan dengan melakukan deteksi *outlier*.



Gambar 4.9 Perbandingan Data IHSG Aktual dengan Peramalan

4.2.2 Pengujian Asumsi Residual Model ARIMA(0,1,0)

Residual dari model yang telah diperoleh akan dilakukan pengecekan asumsi residual *white noise* dan berdistribusi normal. Pengujian asumsi residual *white noise* dilakukan dengan pengujian Ljung-Box.

Tabel 4.3 Uji Ljung-Box IHSG

χ^2	db	Nilai p
26,078	22	0,2484

Hasil uji asumsi residual *white noise* dengan menggunakan Ljung-Box diperoleh nilai p sebesar 0,2484 yang melebihi taraf signifikansi $\alpha=0,05$. Sehingga residual data harga saham IHSG

sebelum terjadi intervensi telah memenuhi asumsi residual bersifat *white noise*.

Pengujian asumsi residual berdistribusi normal menggunakan uji *Kolmogorov-Smirnov* dengan melihat nilai p . Residual model ARIMA(0,1,0) pada data harga saham IHSG menunjukkan bahwa residual tersebut tidak berdistribusi normal karena nilai p pada model sebesar 0,029 yang bernilai kurang dari $\alpha=0,05$. Deteksi *outlier* dilakukan untuk mengetahui adanya *outlier* pada data harga saham IHSG sebelum terjadi intervensi.

4.2.3 Deteksi *Outlier* IHSG Sebelum Intervensi Pertama

Deteksi *outlier* pada nilai residual dilakukan dengan melihat nilai absolut residual yang terbesar, pada residual IHSG data pertama nilai residual terbesar terdapat pada residual ke-24 dan ke-9. Nilai residual terbesar terdapat pada Tabel 4.4.

Tabel 4.4 Nilai Residual dari Model ARIMA(0,1,0) IHSG

Residual ke-	a_t
1	-
2	-21,696
⋮	⋮
9	-215,926
⋮	⋮
24	-221,8
⋮	⋮

Dengan $\hat{\sigma}_a = 58,72$, maka perhitungan efek *outlier* pada residual ke-24 adalah sebagai berikut:

$$AO: \hat{\omega}_{AT} = \frac{a_T - \sum_{j=1}^{n-T} \pi_j a_{T+j}}{\sum_{j=0}^{n-T} \pi_j^2}$$

$$\text{IO: } \hat{\omega}_{IT} = a_T$$

$$\hat{\omega}_{AT} = a_T$$

$$\hat{\omega}_{AT} = a_{24} = -221,8$$

$$\hat{\lambda}_{AT} = \frac{\tau \hat{\omega}_{AT}}{\sigma_a}$$

$$\hat{\lambda}_{AT} = \frac{-221,8}{58,72} = -3,776$$

$$\hat{\omega}_{IT} = -221,8$$

$$\hat{\lambda}_{IT} = \frac{\hat{\omega}_{IT}}{\sigma_a}$$

$$\hat{\lambda}_{IT} = \frac{-221,8}{58,72} = -3,776.$$

Nilai $\hat{\lambda}_T = \hat{\lambda}_{AT} = \hat{\lambda}_{IT} | -3,776 | > 3$, sehingga jenis *outlier* pada data ke-24 dapat diidentifikasi sebagai AO ataupun IO, namun pada model kejadian ini jenis *outlier* diidentifikasi sebagai AO, karena *outlier* hanya terjadi pada waktu ke- T dan tidak mengikuti model $\text{ARMA}(p,q)$. Selanjutnya residual dari model $\text{ARIMA}(0,1,0)$ pada data IHSG sebelum terjadi intervensi akan dimodifikasi dengan mengganti residual ke-24 dengan $\tilde{a}_t = \hat{a}_t - \omega I_t^{(T)}$. Setelah residual dimodifikasi masih terdapat nilai absolut residual tertinggi, yaitu residual ke-9. Dengan menggunakan cara yang sama diperoleh hasil perhitungan efek dan jenis *outlier* residual ke-9 sebagai berikut:

$$\hat{\sigma}_a = 55,05$$

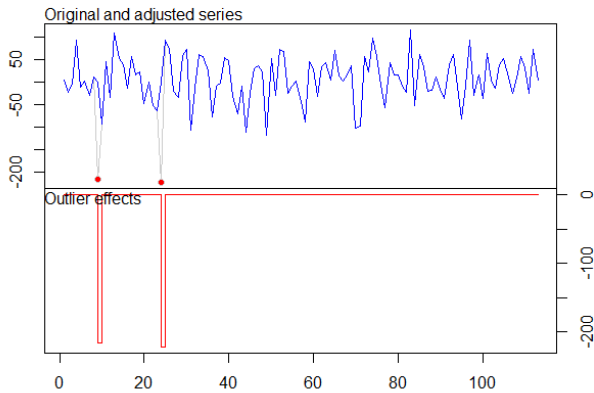
$$\hat{\omega}_{AT} = -215,927$$

$$\hat{\lambda}_{AT} = \frac{-215,927}{55,05} = -3,922$$

$$\hat{\omega}_{IT} = -215,927$$

$$\hat{\lambda}_{IT} = \frac{-215,927}{55,05} = -3,922$$

Maksimum $\hat{\lambda}_T = \hat{\lambda}_{AT} = \hat{\lambda}_{IT} = |-3,922| > 3$, sehingga jenis *outlier* dapat berupa AO ataupun IO, namun pada kasus ini jenis *outlier* diasumsikan merupakan AO, karena efek dari *outlier* hanya terjadi pada waktu ke- T . Efek *outlier* terdapat pada Gambar 4.10.



Gambar 4.10 Efek *Outlier* IHSG Sebelum Intervensi

Terdapat dua *outlier* pada residual model ARIMA(0,1,0) dengan jenis *outlier* adalah AO atau *additive outlier* pada data ke-24 dan data ke-9, dengan masing-masing nilai koefisien sebesar $\hat{\omega} = -221,8$ dan $\hat{\omega} = -215,9$.

Tabel 4.5 Jenis *Outlier* pada Data Pertama IHSG

Tipe <i>Outlier</i>	Hari ke-	$\hat{\omega}$
AO	24	-221,8
AO	9	-215,9

Sehingga modelnya menjadi

$$Y_{1,t} = Y_{1,t-1} + a_t - 221,8I_t^{(24)} - 215,927I_t^{(9)}.$$

Outlier pada hari ke-24 (15 September 2018) terjadi penurunan IHSG sebesar 3,75% atau 221,8 poin. Setelah dilakukan penelusuran terkait penurunan IHSG tersebut, diperoleh berita yang menyatakan bahwa penurunan ini dikarenakan terdapat isu perang dagang antara Amerika dengan China yang berdampak pada IHSG, selain itu dikarenakan terdapat isu perang dagang Amerika-China, investor asing melakukan penjualan saham-sahamnya. Adanya penjualan saham dengan volume tinggi mengakibatkan menurunnya harga saham IHSG. Menurut Analisis Bahana Sekuritas, Muhammad Wafi menyatakan hal yang sesuai, bahwa yang membebani pergerakan bursa IHSG adalah isu perang dagang.

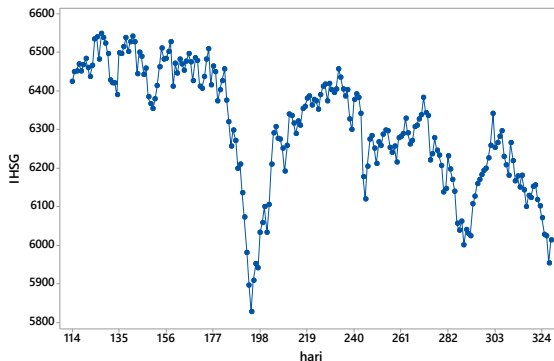
Outlier pada hari ke-9 (13 Agustus 2018) terjadi penurunan IHSG sebesar 3,55%. Hal ini dikarenakan investor memberikan respon negatif terhadap melebarnya defisit neraca berjalan (*Current Account Deficit/CAD*) kuartal II-2018 yang mencapai 3,04%. Sisi eksternal dipengaruhi oleh krisis ekonomi yang terjadi di Turki. Penurunan bursa juga terjadi di negara-negara Asia lainnya. Jenis *outlier* terdeteksi sebagai AO, namun pada kenyataannya efek dari perang dagang antara AS-China, krisis ekonomi di Turki serta melebarnya defisit neraca berjalan berlangsung dalam beberapa hari sebelum maupun sesudah peristiwa terjadi. Sehingga *outlier* pada peristiwa tersebut dapat berupa IO, hanya saja respon pasar terhadap peristiwa perang dagang antara AS-China dan krisis ekonomi di Turki serta melebarnya defisit neraca berjalan di kuartal II-2018 yang signifikan dan terdeteksi sebagai *outlier* pada tanggal 15 September 2018 dan 13 Agustus 2018. Selain itu karena model yang terbentuk adalah ARIMA(0,1,0) sehingga apabila *outlier* merupakan jenis IO tidak dapat

mengikuti orde $ARMA(p,q)$ dan hanya terdeteksi signifikan *outlier* pada satu waktu tersebut saja.

4.2.4 Identifikasi Model ARIMA IHSG Periode Januari – November 2019

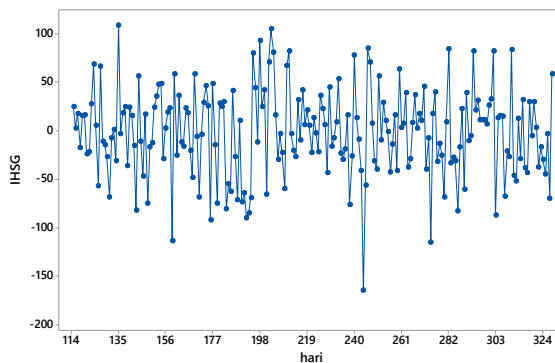
Model ARIMA yang diperoleh dari data pertama IHSG adalah model $ARIMA(0,1,0)$ yang hanya dapat meramalkan data satu periode kedepan. Analisis intervensi untuk mengetahui dan mengevaluasi kejadian-kejadian yang berpengaruh terhadap harga saham IHSG dilakukan dengan pendeteksian *outlier*. Deteksi *outlier* dilakukan dengan melanjutkan waktu periode pengamatan sebelumnya hingga akhir pengamatan, yaitu pada hari ke-114 hingga hari ke-328 atau sejak 17 Januari 2019 hingga 29 November 2019.

Plot *time series* data IHSG dengan periode ke-114 hingga ke-328 terdapat pada Gambar 4.11 dan menunjukkan bahwa harga saham IHSG tidak stasioner dan perlu dilakukan *differencing*. Hasil plot *time series*, plot ACF dan PACF data harga saham IHSG ke-114 hingga ke-328 setelah *differencing* terdapat pada Gambar 4.12, Gambar 4.13, dan Gambar 4.14.

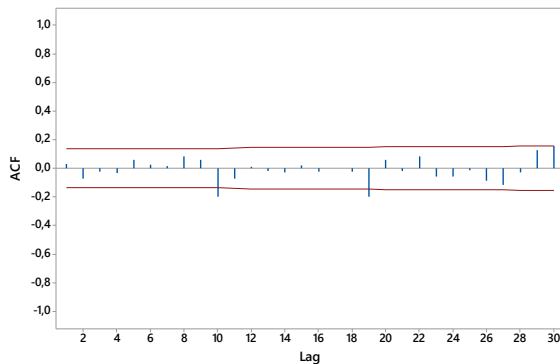


Gambar 4.11 Plot *Time Series* IHSG

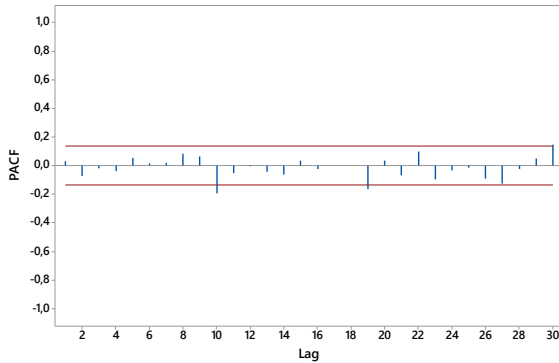
Hasil *differencing* pada data IHSG periode Januari hingga November 2019 menunjukkan data sudah stasioner. Perbedaan nilai p hasil uji *Augmented Dickey Fuller test* pada data sebelum *differencing* dan sesudah *differencing* adalah sebesar 0,37 menjadi 0,00, sehingga data hasil *differencing* sudah stasioner dalam *mean*. Hasil plot ACF dan PACF mengindikasikan bahwa model yang terbaik adalah model ARIMA(0,1,0).



Gambar 4.12 Plot *Time Series* IHSG *Differencing*



Gambar 4.13 Plot ACF IHSG Periode Jan-Nov 2019



Gambar 4.14 Plot PACF IHSB Periode Jan-Nov 2019

Model ARIMA(0,1,0) pada harga saham IHSB periode Januari hingga November 2019 didapatkan nilai AIC sebesar 2240,63. Selanjutnya adalah melakukan uji asumsi residual model yang diperoleh dari data harga saham IHSB dengan periode hari ke-114 hingga hari ke-328. Uji asumsi residual *white noise* dengan menggunakan uji Ljung-Box diperoleh nilai p sebesar 0,1579. Nilai p tersebut melebihi nilai $\alpha=0,05$, sehingga residual telah memenuhi asumsi *white noise* yaitu residual bersifat identik dan independen. Uji asumsi residual berdistribusi normal dilakukan dengan uji *Kolmogorov-Smirnov*. Hasil uji normalitas residual didapatkan bahwa residual telah berdistribusi normal dengan nilai p sebesar lebih dari 0,150.

4.2.5 Deteksi *Outlier* IHSB Hari ke-114 sampai Hari ke-328

Deteksi *outlier* pada residual IHSB periode 17 Januari hingga 30 November 2019 dilakukan dengan melihat nilai residual terbesar. Nilai residual terdapat pada Tabel 4.6.

Tabel 4.6 Residual IHSG Hari ke-114 hingga 328

Residual ke-	a_t
114	-
115	24,376
⋮	⋮
244	-164,477
⋮	⋮

Perhitungan estimasi efek *outlier* pada hari ke-244 adalah sebagai berikut:

$$\hat{\sigma}_a = 45,28$$

$$\hat{\omega}_{AT} = -164,477$$

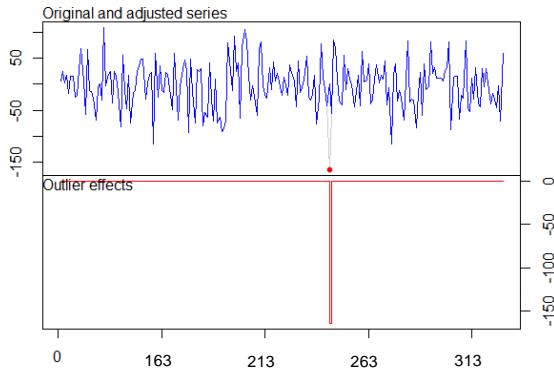
$$\hat{\lambda}_{AT} = \frac{-164,477}{45,28} = -3,632$$

$$\hat{\omega}_{IT} = -164,477$$

$$\hat{\lambda}_{IT} = \frac{-164,477}{45,28} = -3,632.$$

Nilai maksimum ($\hat{\lambda}$) menghasilkan jenis *outlier* dapat berupa AO ataupun IO, namun pada penelitian ini akan dipilih jenis *outlier* AO karena efek dari *outlier* tidak mengikuti model ARMA(p,q) dan efek dari kejadian mati listrik hanya terjadi di saat listrik tersebut mati. Ketika listrik mulai nyala kembali, maka aktifitas kegiatan masyarakat dapat kembali berjalan dengan normal. Hal ini sesuai dengan *outlier* yang berjenis AO, karena efek yang dirasakan hanya saat peristiwa tersebut terjadi dan kembali pulih segera setelahnya.

Outlier pada saat $t=244$ atau tanggal 5 Agustus 2019 terjadi penurunan IHSG sebesar 2,59%, hal ini disebabkan adanya kejadian mati listrik di daerah Jawa Barat dan Jakarta yang terjadi sejak 4 Agustus 2019 siang dan masih berlanjut hingga 5 Agustus 2019. Peristiwa mati listrik ini mengakibatkan lumpuhnya sistem-sistem yang penggerak utamanya menggunakan listrik. Efek *outlier* pada data IHSG periode 17 Januari hingga 30 November 2019 terdapat pada Gambar 4.15.



Gambar 4.15 Efek *Outlier* IHSG Jan-Nov 2019

Selama pengamatan harga saham IHSG sejak Agustus 2018 hingga November 2019 terdapat tiga *outlier*, sehingga modelnya akan menjadi

$$Y_{1,t} = Y_{1,t-1} + a_t - 221,8 I_t^{(24)} - 215 I_t^{(9)} - 164,5 I_t^{(244)}.$$

4.2.6 Ringkasan Analisis Intervensi dan Deteksi *Outlier* IHSG

Hasil ringkasan analisis intervensi yang telah dilakukan untuk mengevaluasi dampak peristiwa yang terjadi terhadap harga saham gabungan IHSG terdapat pada Tabel 4.7 dan

visualisasi efek outlier pada harga saham IHSG terdapat pada Gambar 4.16.

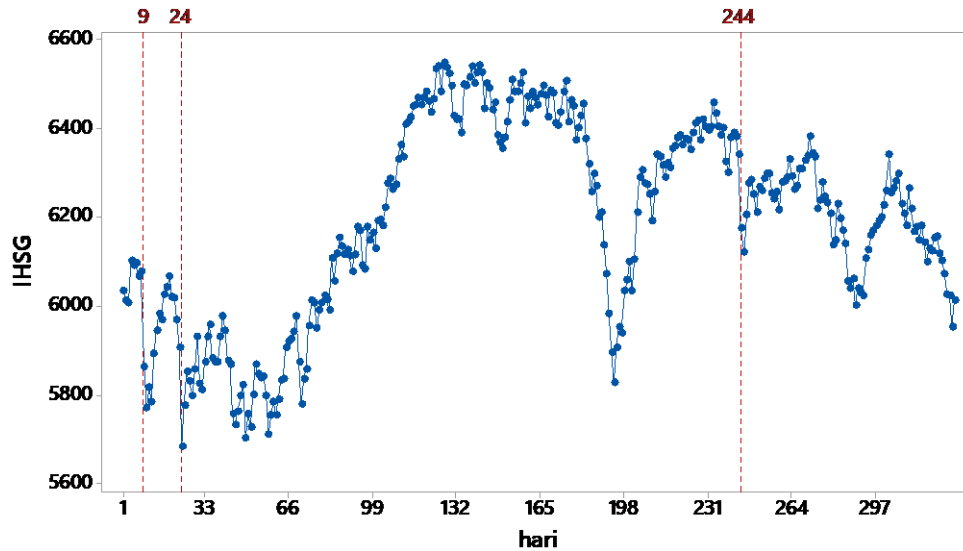
Tabel 4.7 Dampak Peristiwa Terhadap IHSG

Peristiwa	Dampak	Efek
Debat capres-cawapres pemilu 2019	Tidak Berdampak	↑10,24
Pelaksanaan pemilu 2019	Tidak Berdampak	↑25,68
Pengumuman dan penetapan hasil pemilu 2019	Tidak Berdampak	↑44,25
Kebakaran hutan dan lahan di Kalimantan dan Sumatera	Tidak Berdampak	↓56,23
Pelantikan kabinet kerja periode 2019-2024	Tidak Berdampak	↑32,31
Perang dagang AS-China	Berdampak	↓221,80
Melebarnya defisit CAD, krisis ekonomi di Turki	Berdampak	↓215,93
Mati listrik di wilayah Jawa Barat dan DKI Jakarta	Berdampak	↓164,47

Setelah dilakukan analisis intervensi dengan deteksi outlier pada harga saham gabungan IHSG diperoleh hasil bahwa serangkaian peristiwa pemilu dan kebakaran hutan dan lahan di Kalimantan dan Sumatera tidak memberikan pengaruh yang signifikan terhadap harga saham IHSG. Harga saham gabungan IHSG dipengaruhi oleh peristiwa perang dagang antara AS-China, peristiwa krisis ekonomi di Turki, peristiwa melebarnya defisit neraca berjalan (CAD) kuartal-II 2018, dan peristiwa *black out* atau mati listrik di wilayah Jawa Barat dan Jakarta yang terjadi hingga 12 jam.

BEI menyatakan terdapat Protokol Krisis dalam menghadapi pasar modal IHSG yang menurun. Apabila dalam sehari harga saham IHSG turun hingga 2%, maka BEI mulai memantau dan mengawasi pasar modal, apabila penurunan pasar hingga 5% dalam sehari perdagangan, maka BEI akan melakukan diskusi dengan otoritas pasar modal lainnya. Apabila penurunan pasar hingga 10% dalam sehari perdagangan, maka BEI akan melakukan auto hold atau memberhentikan perdagangan pada hari itu. Kejadian-kejadian pemilihan presiden dan wakil presiden 2019 serta bencana kebakaran hutan dan lahan di Kalimantan dan Sumatera memberikan dampak kepada IHSG namun perubahan harga berkisar dibawah 1%, sehingga masih berdampak aman terhadap pasar modal.

Kejadian politik seperti rangkaian peristiwa pemilu memberikan dampak pada harga saham IHSG, namun tidak sampai menyebabkan dampak yang besar hingga mengakibatkan *outlier* pada data harga saham. Berdasarkan nilai residual pada model harga saham IHSG periode 1 Agustus 2018 hingga 30 November 2019 dampak dari peristiwa debat capres-cawapres mengakibatkan harga saham IHSG meningkat 10,42 poin. Peristiwa pemilu 2019 dan adanya hasil *quick count* meningkatkan IHSG sebesar 25,68 poin. Pengumuman hasil pemilu dan penetapan presiden-wakil presiden terpilih 2019 meningkatkan IHSG sebesar 44,25 poin. Bencana alam kebakaran hutan dan lahan di Kalimantan dan Sumatera memberikan dampak penurunan IHSG sebesar 56,23 poin. Pelantikan kabinet kerja presiden dan wakil presiden terpilih periode 2019-2024 meningkatkan IHSG sebesar 32,31 poin.



9 = Perang Dagang AS-China (-221,80)
 24 = Krisis Ekonomi Turki, Melebarnya CAD (-215,93)
 244 = Black Out di Jawa Barat dan DKI Jakarta (-164,47)

Gambar 4.16 *Outlier* pada IHSX

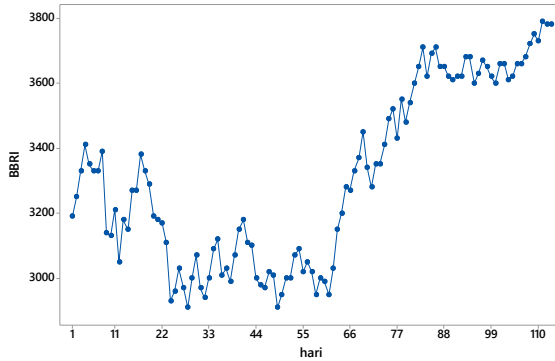
4.3 Analisis Intervensi dan Deteksi *Outlier* BBRI

Bank Rakyat Indonesia atau yang dikenal sebagai Bank BRI dengan kode saham BBRI merupakan salah satu bank terbesar milik pemerintah yang ada di Indonesia. Bank BRI menjadi salah satu bank yang mendapatkan peringkat idAAA dari Pefindo pada tahun 2019. Data harga saham harian Bank BRI digunakan pada penelitian ini sejak 1 Agustus 2018 hingga 30 November 2019. Analisis intervensi pada data BBRI dilakukan dengan terlebih dahulu memodelkan ARIMA pada data harga saham Bank BRI sebelum terjadi intervensi dengan periode hari ke-1 sampai dengan hari ke-113 atau sejak 1 Agustus 2018 hingga 17 Januari 2019.

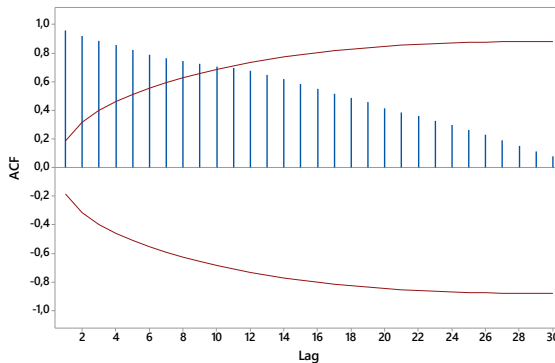
4.3.1 Identifikasi Model ARIMA BBRI Sebelum Terjadi Intervensi Pertama

Identifikasi model ARIMA pada harga saham BBRI sebelum intervensi pertama dengan priode hari ke-1 hingga hari ke-13 dilakukan dengan melihat kestasioneritasan data dengan plot *time series* dan plot ACF. Plot *time series* harga saham BBRI periode ke-1 hingga periode ke-113 terdapat pada Gambar 4.17 dan plot ACF BBRI sebelum intervensi pertama yang terdapat pada Gambar 4.18 mengindikasikan bahwa data harga saham BBRI tidak stasioner dalam mean, sehingga perlu dilakukan *differencing*. Hasil *differencing* pada harga saham BBRI sebelum intervensi pertama menunjukkan bahwa data telah stasioner dalam *mean*. Perbedaan nilai p pada uji *Augmented Dickey Fuller* sebelum dilakukan *differencing* dan sesudah *differencing* adalah sebesar 0,83 menjadi 0,00.

Setelah dilakukan *differencing* pada data harga saham BBRI sebelum intervensi pertama, dapat dilakukan identifikasi model dengan melihat plot *time series*, plot ACF dan plot PACF.

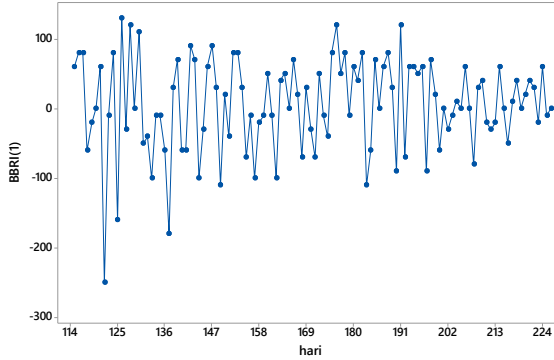


Gambar 4.17 Plot *Time Series* BBRI

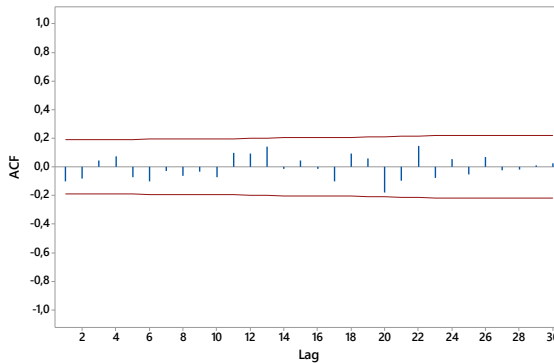


Gambar 4.18 Plot ACF BBRI Sebelum Intervensi

Hasil plot *time series* dan plot ACF, PACF harga saham BBRI setelah *differencing* terdapat pada Gambar 4.19, Gambar 4.20 dan Gambar 4.21. Pemilihan model pada data harga saham BBRI sebelum terjadi intervensi berdasarkan plot ACF dan PACF tidak terdapat lag yang keluar batas, sehingga pemilihan model terbaik BBRI sebelum terjadi intervensi berdasarkan plot *time series* dan plot ACF dan PACF adalah $ARIMA(0,1,0)$.



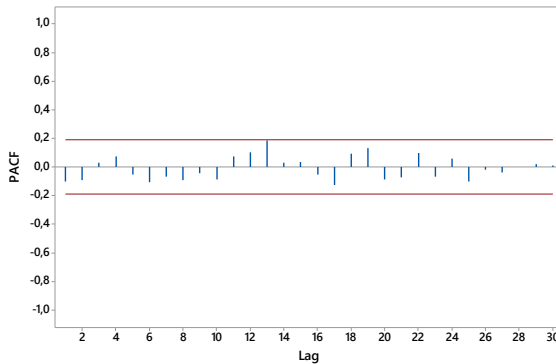
Gambar 4.19 Plot *Time Series* BBRI Setelah *Differencing*



Gambar 4.20 Plot ACF BBRI Setelah *Differencing*

Model ARIMA(0,1,0) pada harga saham BBRI sebelum intervensi pertama, diperoleh nilai AIC sebesar 1262,08. Selain AIC, kriteria pemilihan model terbaik MSE dan MAPE untuk harga saham BBRI sebelum intervensi pertama terdapat pada Tabel 4.8.

Tabel 4.8 AIC, MSE, MAPE Model BBRI			
	AIC	MSE	MAPE
ARIMA(0,1,0)	1262,08	4464,69	1,6264



Gambar 4.21 Plot PACF BBRI Setelah *Differencing*

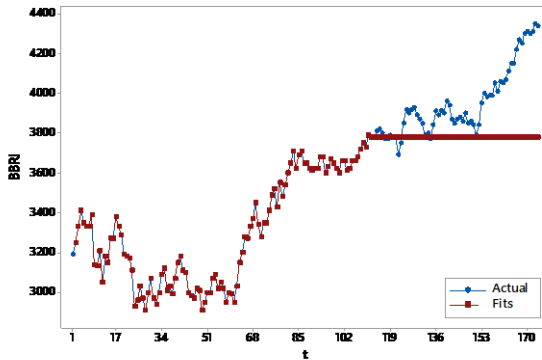
Nilai AIC dari model ARIMA(0,1,0) merupakan nilai terkecil dari model dugaan lainnya, dan menunjukkan bahwa model telah sesuai dalam melakukan peramalan pada data *in sample*. Namun, pada nilai MSE dan MAPE diperoleh hasil yang cukup besar yaitu 4464,69 pada MSE dan 1,6264 pada MAPE, hal ini menunjukkan bahwa model kurang baik dalam melakukan peramalan data setelahnya atau data *out sample* karena hanya orde p dan q pada model bernilai sama dengan 0 dan hanya dapat meramalkan data satu periode kedepan.

4.3.2 Pengujian Asumsi Residual Model ARIMA(0,1,0)

Setelah diperoleh model dengan kriteria *error* terkecil, maka residual dari model ARIMA(0,1,0) pada harga saham BBRI sebelum intervensi pertama akan dilakukan pengujian asumsi residual. Pengujian asumsi residual *white noise* dilakukan dengan uji Ljung-Box, dan pada model ARIMA(0,1,0) harga saham BBRI diperoleh nilai p sebesar 0,3391 yang lebih dari nilai $\alpha=0,05$, sehingga residual telah memenuhi asumsi *white noise* yaitu residual bersifat identik dan independen.

Pengujian asumsi residual berdistribusi normal dapat dilakukan dengan melihat hasil nilai p dari pengujian *Kolmogorv-Smirnov*. Residual dari model ARIMA (0,1,0) pada data harga saham BBRI telah berdistribusi normal, karena nilai p dari pengujian *Kolmogorov-Smirnov* sebesar 0,071.

Setelah diperoleh model ARIMA(0,1,0) pada harga saham BBRI sebelum intervensi pertama, akan dilakukan permalan sebanyak 61 data. Hal ini sesuai dengan kejadian intervensi pertama pada hari ke-114 hingga sebelum kejadian intervensi kedua pada hari ke-174. Model ARIMA(0,1,0) hanya dapat meramalkan data satu periode kedepan, oleh karena itu analisis intervensi akan dilanjutkan dengan deteksi *outlier*. Hasil peramalan dengan model ARIMA(0,1,0) terdapat pada Gambar 4.22.



Gambar 4.22 Plot *Time Series* BBRI Aktual dan Peramalan

4.3.3 Deteksi *Outlier* BBRI Sebelum Intervensi Pertama

Deteksi *outlier* pada residual model ARIMA(0,1,0) data harga saham BBRI periode hari ke-1 sampai dengan hari ke-113 atau pada saat 1 Agustus 2018 hingga 16 Januari 2019 terdapat satu nilai residual terendah yaitu residual ke-9. Nilai residual model ARIMA(0,1,0) terdapat pada Tabel 4.9,

Tabel 4.9 Residual Model ARIMA(0,1,0) BBRI

Residual ke-	a_t
1	-
2	60
⋮	⋮
9	-250
⋮	⋮

dengan $\hat{\sigma}_a = 67,21$.

Perhitungan estimasi efek *outlier* adalah sebagai berikut:

$$\hat{\omega}_{AT} = -250$$

$$\hat{\lambda}_{AT} = \frac{-250}{67,21} = -3,72$$

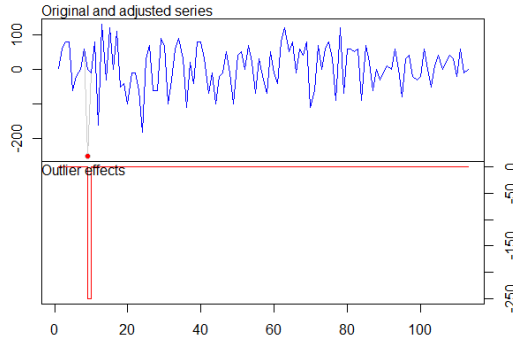
$$\hat{\omega}_{IT} = -250$$

$$\hat{\lambda}_{IT} = \frac{-250}{67,21} = -3,72.$$

Nilai maksimum ($\hat{\lambda}$) menghasilkan jenis *outlier* dapat berupa AO ataupun IO, namun pada penelitian ini akan dipilih jenis *outlier* AO karena efek dari *outlier* tidak mengikuti model ARMA(p,q) dan hanya memberikan efek pada saat $T=9$. Pada hari ke-9 atau saat 13 Agustus 2019 terjadi krisis ekonomi di Turki yang menyebabkan nilai tukar rupiah menurun serta melebarnya defisit neraca berjalan (*Current Account Deficit/CAD*) kuartal II-2018 yang mencapai 3,04%. Peristiwa tersebut berdampak pada penurunan harga saham BBRI sebesar 250 poin. Efek *outlier* pada harga saham BBRI terdapat pada Gambar 4.23.

Efek *outlier* yang terdeteksi hanya terjadi pada satu waktu saja, yaitu saat peristiwa tersebut terjadi di tanggal 13 Agustus 2018, namun efek dari krisis ekonomi di Turki serta

peristiwa melebarnya defisit neraca berjalan di kuartal II-2018 tetap terjadi di waktu setelahnya. *Outlier* pada harga saham BBRI periode 1 Agustus 2018 hingga 16 Januari 2019 dapat berupa IO, namun karena orde p dan q pada model ARIMA adalah 0, maka sulit mengetahui efek *outlier* yang mengikuti model ARMA.

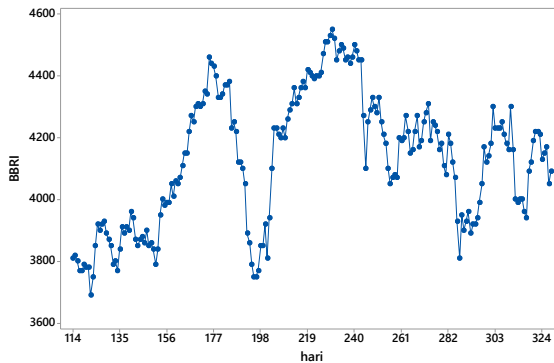


Gambar 4.23 Efek *Outlier* pada BBRI

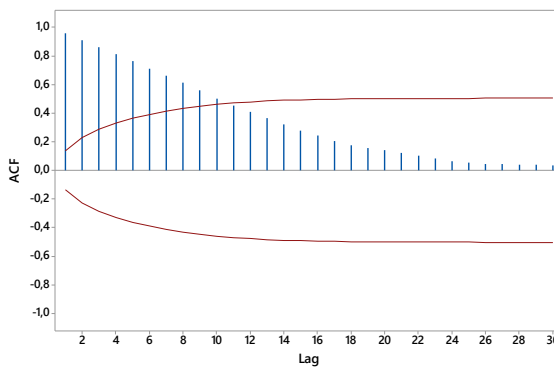
4.3.4 Identifikasi Model ARIMA BBRI Periode Januari-November 2019

Analisis intervensi pada data harga saham BBRI periode selanjutnya, yaitu saat hari ke-114 sampai dengan hari ke-328 dilakukan dengan deteksi *outlier* dari model ARIMA yang diperoleh. Pemilihan model terbaik pada data BBRI periode 16 Januari hingga 30 November 2019 dilakukan dengan terlebih dahulu mengidentifikasi kestasioneran data dengan melihat plot *time series* dan plot ACF. Plot *time series* dan plot ACF pada data harga saham BBRI periode hari ke-114 sampai dengan hari ke-328 pada Gambar 4.24 dan Gambar 4.25 menunjukkan data tidak stasioner dalam *mean*, sehingga dilakukan *differencing* agar data stasioner.

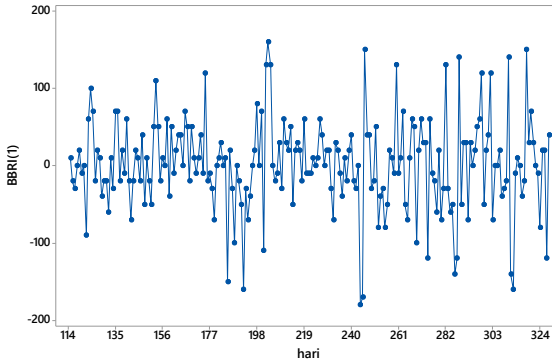
Perbedaan hasil uji stasioneritas data dengan *Augmented Dickey Fuller* sebelum *differencing* dan sesudah *differencing* adalah diperoleh nilai p sebesar 0,16 menjadi 0,00, sehingga data setelah *differencing* telah stasioner. Hasil plot *time series*, plot ACF dan PACF pada harga saham BBRI setelah *differencing* terdapat pada Gambar 4.26, Gambar 4.27 dan Gambar 4.28.



Gambar 4.24 Plot *Time Series* BBRI Jan-Nov 2019

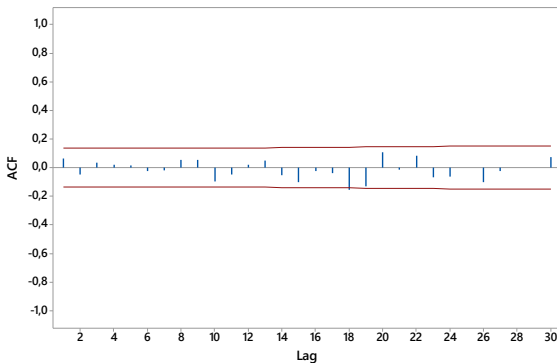


Gambar 4.25 Plot ACF BBRI Jan-Nov 2019

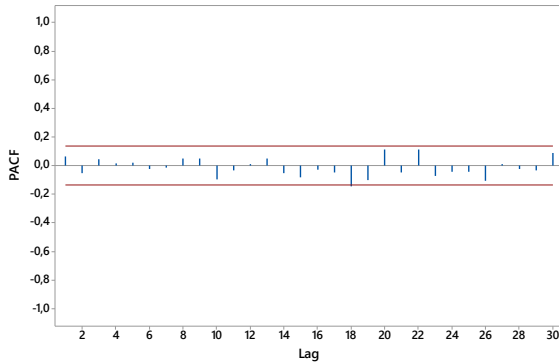


Gambar 4.26 Plot *Time Series* BBRI Jan- Nov 2019 Setelah *Differencing*

Pemilihan model terbaik berdasarkan plot ACF dan PACF data harga saham BBRI periode hari ke-114 sampai hari ke-328 setelah *differencing* tidak terdapat *lag* yang melewati batas atas dan batas bawah, sehingga diindikasikan model yang terbaik adalah model ARIMA(0,1,0). Nilai AIC pada model ARIMA(0,1,0) diperoleh sebesar 2359,17.



Gambar 4.27 Plot ACF BBRI Jan-Nov 2019 Setelah *Differencing*



Gambar 4.28 Plot PACF BBRI Jan-Nov 2019 Setelah *Differencing*

Setelah diperoleh model ARIMA untuk harga saham BBRI periode 16 Januari hingga 30 November 2019, akan dilakukan pengujian asumsi residual *white noise* dan asumsi residual berdistribusi normal pada model ARIMA(0,1,0). Pengujian asumsi residual *white noise* dilakukan dengan uji Ljung-Box dan diperoleh nilai p sebesar 0,27 yang bernilai lebih dari nilai $\alpha=0,05$ sehingga residual telah memenuhi asumsi residual *white noise*. Uji asumsi residual berdistribusi normal dengan pengujian *Kolmogorov-Smirnov* pada residual model ARIMA(0,1,0) harga saham BBRI periode hari ke-114 hingga hari ke-328. Nilai p pada hasil pengujian *Kolmogorov-Smirnov* bernilai kurang dari 0,01 dimana nilai tersebut bernilai kurang dari $\alpha=0,05$ sehingga pada residual model ARIMA(0,1,0) harga saham BBRI periode 17 Januari sampai dengan 30 November 2019 tidak berdistribusi normal. Selanjutnya adalah melakukan deteksi *outlier* untuk mengevaluasi dampak peristiwa pada harga saham BBRI periode 16 Januari 2019 hingga 30 November 2019.

4.3.5 Deteksi *Outlier* BBRI Hari ke-114 sampai Hari ke-328

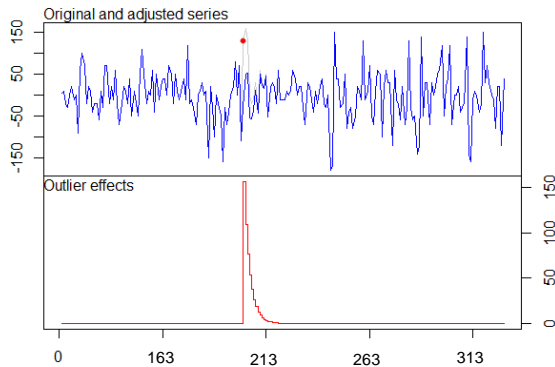
Deteksi *outlier* pada residual model ARIMA(0,1,0) BBRI periode hari ke-114 sampai dengan hari ke-328 diperoleh nilai residual tertinggi pada data ke-202. Identifikasi jenis *outlier* diperoleh bahwa *outlier* pada hari ke-202 merupakan *outlier* dengan jenis TC. Nilai residual pada model ARIMA(0,1,0) harga saham BBRI periode hari ke-114 sampai dengan hari ke-328 terdapat pada Tabel 4.10

Tabel 4.10 Residual Model ARIMA(0,1,0) BBRI Jan-Nov 2019

Residual ke-	a_t
1	-
2	60
⋮	⋮
202	156,20
⋮	⋮

dengan $\sigma_a = 59,77$.

Perhitungan efek *outlier* pada residual data ke-202 diperoleh sebesar sebesar $\hat{\omega} = 156,2$ dengan jenis TC dan $\delta = 0,67809$. *outlier* pada hari ke-202 atau pada tanggal 29 Mei 2019 tersebut disebabkan oleh peristiwa menjelang cuti bersama menyambut Hari Raya Idul Fitri. Sehingga banyak nasabah Bank BRI melakukan transaksi di Bank BRI sebelum cuti bersama Hari Raya Idul Fitri di tanggal 3-7 Juni 2019, karena selama cuti bersama layanan operasional di beberapa Bank BRI tutup. Efek *outlier* pada harga saham BBRI periode 16 Januari sampai dengan 30 November 2019 terdapat pada Gambar 4.29.



Gambar 4.29 Efek *Outlier* BBRI Jan-Nov 2019

Berdasarkan hasil analisis intervensi dengan deteksi *outlier* pada residual model data harga saham BBRI periode 1 Agustus 2018 hingga 30 November 2019 terdapat dua *outlier* yang berbeda, sehingga model harga saham BBRI adalah

$$Y_{2,t} = Y_{2,t-1} + a_t - 250I_t^{(9)} + \frac{1}{(1-0,67809B)} 156,2I_t^{(202)}.$$

4.3.6 Ringkasan Analisis Intervensi dan Deteksi *Outlier* BBRI

Hasil ringkasan analisis intervensi yang telah dilakukan untuk mengevaluasi dampak peristiwa yang terjadi terhadap harga saham emiten likuid BBRI terdapat pada Tabel 4.11 dan visualisasi efek outlier pada harga saham IHSB terdapat pada Gambar 4.30.

Setelah dilakukan analisis intervensi dengan deteksi outlier pada harga saham BBRI diperoleh hasil bahwa serangkaian peristiwa pemilu serta kebakaran hutan dan lahan di Kalimantan dan Sumatera tidak memberikan pengaruh yang signifikan terhadap harga saham BBRI. Peristiwa yang mempengaruhi harga saham BBRI sebagai emiten likuid, yaitu

peristiwa ekonomi dunia seperti krisis ekonomi di Turki dan melebarnya defisit neraca berjalan (*Current Account Deficit/CAD*) kuartal II-2018 serta kegiatan operasional bank menjelang cuti bersama hari raya Idul Fitri.

Tabel 4.11 Dampak Peristiwa Terhadap BBRI

Peristiwa	Dampak	Efek
Debat capres-cawapres pemilu 2019	Tidak Berdampak	↑30
Pelaksanaan pemilu 2019	Tidak Berdampak	↑120
Pengumuman dan penetapan hasil pemilu 2019	Tidak Berdampak	-
Kebakaran hutan dan lahan di Kalimantan dan Sumatera	Tidak Berdampak	↓170
Pelantikan kabinet kerja periode 2019-2024	Tidak Berdampak	↑40
Melebarnya defisit CAD, krisis ekonomi di Turki	Berdampak	↓250
Menjelang Cuti Bersama Hari Raya Idul Fitri	Berdampak	↑156,20

Sedangkan peristiwa debat capres-cawapres yang terjadi pada tanggal 17 Januari 2019 dalam pemilu 2019 meningkatkan harga saham BBRI sebesar 30 poin. Peristiwa pemilu dan hitung cepat hasil pemilu pada tanggal 18 April 2019 meningkatkan harga saham BBRI sebesar 120 poin. Pengumuman dan penetapan presiden dan wakil presiden terpilih berdasarkan pemilu 2019 yang terjadi pada 21 Mei 2019 tidak memberikan dampak apa-apa terhadap harga saham BBRI terlihat pada harga saham yang stagnan. Kejadian bencana alam kebakaran hutan dan lahan di Kalimantan dan Sumatera yang terjadi di bulan Agustus hingga September 2019

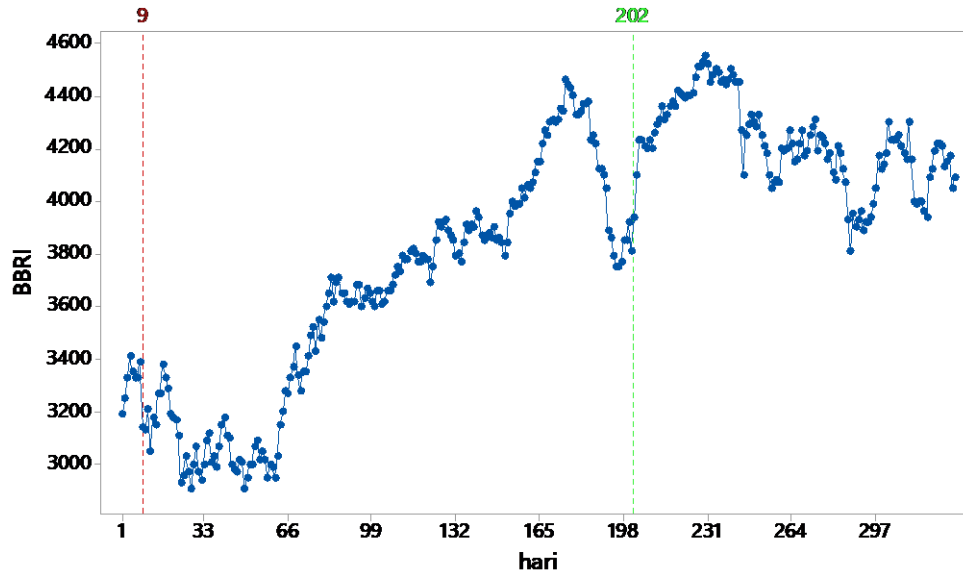
memberikan dampak yang fluktuatif terhadap harga saham BBRI, namun saat awal terjadi kebakaran hutan dan lahan pada 6 Agustus 2019 harga saham BBRI menurun sebesar 170 poin. Kemudian pada peristiwa pelantikan kabinet kerja presiden dan wakil presiden terpilih yang dilaksanakan pada 23 Oktober 2019, harga saham BBRI meningkat 40 poin.

4.4 Analisis Intervensi dan Deteksi *Outlier* HDFA

Radana Bhaskara *Finance* (HDFA) adalah salah satu perusahaan di sektor keuangan yang bergerak dalam bidang pembiayaan konsumen yang berfokus pada pembiayaan kendaraan bermotor roda dua, baik sepeda motor baru maupun bekas. HDFA memperoleh peringkat BBB- dari Pefindo. Data harga saham HDFA diamati sejak 1 Agustus 2018 hingga 30 November 2019. Analisis intervensi pada data harga saham HDFA dilakukan dengan terlebih dahulu melakukan pemodelan ARIMA pada data harga saham HDFA sebelum kejadian intervensi pertama, yaitu data pada tanggal 1 Agustus 2018 hingga 16 Januari 2019.

4.4.1 Identifikasi Model ARIMA HDFA Sebelum Intervensi

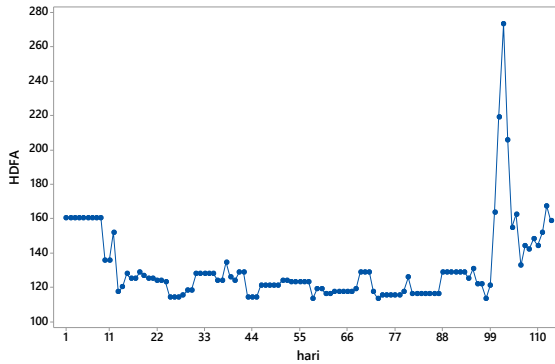
Identifikasi model pada data HDFA sebelum intervensi terlebih dahulu mengidentifikasi kestasioneran data dengan melihat plot *time series* dan plot ACF. Plot *time series* dan plot ACF harga saham HDFA periode hari ke-1 sampai dengan hari ke-113 terdapat pada Gambar 4.31 dan Gambar 4.32.



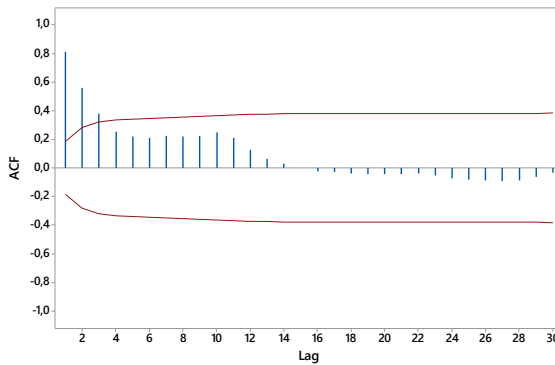
9 = Krisis Ekonomi Turki, Melebarnya CAD (-250)

202 = Lonjakan Permintaan Operasional Sebelum Cuti Bersama Idul Fitri (+156,20)

Gambar 4.30 *Outlier* Pada BBRI



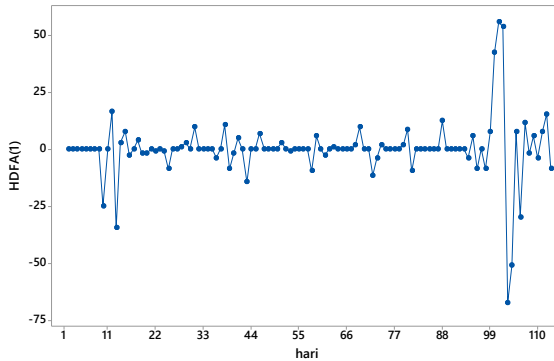
Gambar 4.31 Plot *Time Series* HDFA



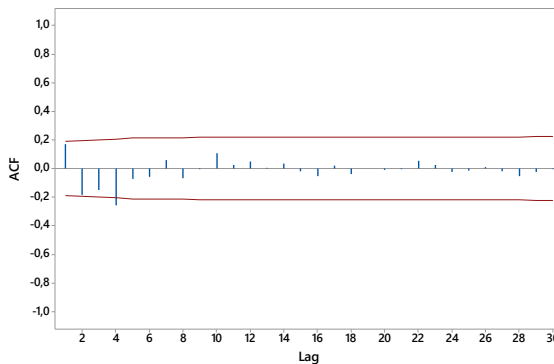
Gambar 4.32 Plot ACF HDFA Sebelum Intervensi

Hasil plot *time series* dan plot ACF pada data harga saham HDFA mengindikasikan data tidak stasioner dalam *mean* sehingga perlu dilakukan *differencing* agar data stasioner. Hasil uji stasioneritas dengan *Augmented Dickey Fuller* sebelum *differencing* dan sesudah *differencing* tidak menunjukkan nilai p yang berbeda. Nilai p sebelum dan sesudah *differencing* sebesar 0,00. Hasil data setelah

differencing menunjukkan bahwa data lebih stasioner. Identifikasi model selanjutnya dengan mengidentifikasi plot *time series*, plot ACF dan plot PACF harga saham HDFA setelah *differencing* yang terdapat pada Gambar 4.33 dan Gambar 4.34 dan Gambar 4.35.

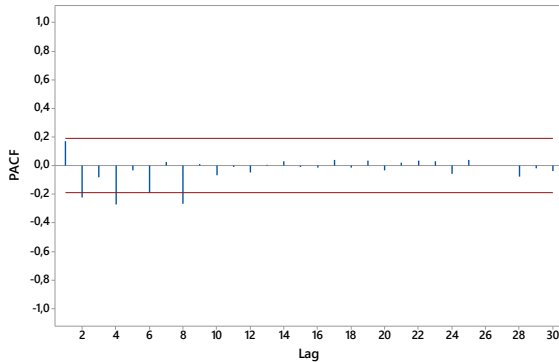


Gambar 4.33 Plot *Time Series* HDFA Setelah *Differencing*



Gambar 4.34 Plot ACF HDFA Setelah *Differencing*

Hasil plot ACF dan PACF data harga saham HDFA setelah *differencing* terdapat *cut off* pada *lag* ke-2 dan ke-4, sehingga model dugaan adalah $ARIMA(0,1,[2,4])$ dengan subset pada *lag* ke-2 dan ke-4.



Gambar 4.35 Plot ACF HDFA Setelah *Differencing*

A. Estimasi dan Uji Signifikansi Parameter

Model dugaan ARIMA(0,1,[2,4]) pada harga saham HDFA periode 1 Agustus 2018 hingga 16 Januari 2019 akan dilakukan pengestimasian parameter, setelah itu dilakukan pengujian signifikansi parameter untuk mengetahui parameter telah signifikan terhadap model. Estimasi dan hasil uji signifikansi parameter model dugaan ARIMA (0,1,[2,4]) terdapat pada Tabel 4.12.

Tabel 4.12 Estimasi Parameter Model Dugaan HDFA

Model	Estimasi Parameter	Nilai p	Keputusan
ARIMA (0,1,[2,4])	$\theta_2 = 0,358$	0,0001	Signifikan
	$\theta_4 = 0,328$	0,0005	Signifikan

Pengujian signifikansi parameter dengan taraf signifikansi $\alpha=0,05$ menunjukkan bahwa parameter pada model dugaan ARIMA (0,1,[2,4]) telah signifikan terhadap model.

B. Pengujian Asumsi Residual

Pengujian asumsi residual pada model dugaan ARIMA (0,1,[2,4]) harga saham HDFA periode 1 Agustus 2018 hingga

16 Januari 2019 perlu dilakukan untuk mengetahui kelayakan model. Uji asumsi residual *white noise* dengan uji Ljung Box pada model dugaan ARIMA (0,1,[2,4]) terdapat pada Tabel 4.13.

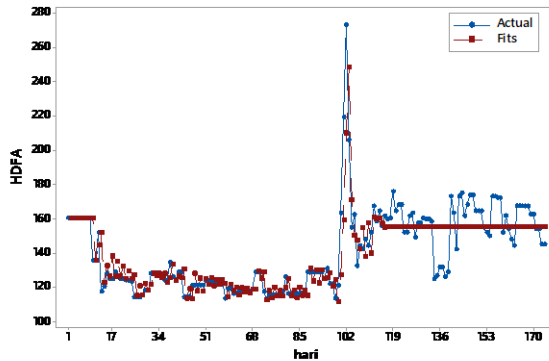
Tabel 4.13 Uji Ljung-Box Model Dugaan HDFA

Model	Lag	χ^2	Nilai p	Keputusan
ARIMA (0,1,[2,4])	6	4,02	0,4032	<i>White Noise</i>
	12	7,45	0,6824	
	18	8,44	0,9348	
	24	9,08	0,9929	

Pengujian residual *white noise* pada model dugaan ARIMA (0,1,[2,4]) menunjukkan bahwa residual telah memenuhi asumsi *white noise*, karena nilai p pada *lag-lag* model dugaan melebihi nilai $\alpha=0,05$.

Setelah diperoleh hasil residual yang memenuhi asumsi *white noise*, selanjutnya akan dilakukan pengujian asumsi residual berdistribusi normal. Uji residual berdistribusi normal pada model dugaan dilakukan dengan pengujian *Kolmogorov-Smirnov*. Hasil uji normalitas residual model dugaan dengan *Kolmogorov-Smirnov* diperoleh nilai p sebesar kurang dari 0,01 yang bernilai kurang dari nilai $\alpha=0,05$ sehingga dapat dikatakan bahwa residual dari model dugaan tidak berdistribusi normal. Hal ini dapat disebabkan karena adanya data *outlier* pada model.

Kriteria pemilihan model terbaik dengan AIC pada model ARIMA (0,1,[2,4]), diperoleh nilai AIC sebesar 881,036. Kemudian model dugaan ARIMA (0,1,[2,4]) digunakan untuk melakukan peramalan sebanyak 61, sesuai dengan jumlah data kejadian intervensi pertama hingga sebelum kejadian intervensi kedua. Hasil perbandingan data aktual HDFA dengan data hasil peramalan pada model ARIMA (0,1,[2,4]) terdapat pada Gambar 4.36.



Gambar 4.36 Plot *Time Series* HDFA Aktual dan Peramalan

Model ARIMA (0,1,[2,4]) pada harga saham HDFA adalah sebagai berikut:

$$Y_{3,t} = Y_{3,t-1} + a_t - 0,358 a_{t-2} - 0,328 a_{t-4}.$$

Hasil peramalan dengan model ARIMA (0,1,[2,4]) menunjukkan bahwa model dugaan yang diperoleh hanya dapat digunakan untuk meramalkan data satu periode kedepan, karena terdapat efek *differencing* pada model. Sehingga analisis intervensi pada data harga saham HDFA selanjutnya akan dilakukan dengan deteksi *outlier*.

4.4.2 Deteksi *Outlier* HDFA Periode Hari ke-1 sampai dengan Hari ke-113

Deteksi *outlier* pada residual dari model ARIMA (0,1,[2,4]) harga saham HDFA periode 1 Agustus 2018 hingga 16 Januari 2019 dilakukan dengan mengidentifikasi nilai absolut residual tertinggi. Nilai residual dari model ARIMA (0,1,[2,4]) terdapat pada Tabel 4.14.

Tabel 4.14 Residual Model ARIMA (0,1,[2,4]) HDFA

Residual ke-	a_t
1	-
2	0
⋮	⋮
13	-34,60
⋮	⋮
100	36,27
101	59,71
102	63,22
103	-42,68
104	-16,40
105	12,03
⋮	⋮

Setelah diperoleh nilai absolut residual tertinggi pada residual ARIMA (0,1,[0,2,4]), kemudian akan diidentifikasi jenis *outlier* tersebut. Perhitungan estimasi efek *outlier* dan jenis *outlier* berdasarkan residual model ARIMA (0,1,[2,4]) terdapat pada Tabel 4.15.

Tabel 4.15 Jenis *Outlier* HDFA

t	Tipe <i>Outlier</i>	$\hat{\omega}$
101	LS	35,93
102	AO	34,78
104	LS	-38,04
13	LS	-32,08
100	LS	28,66
105	AO	19,17

Efek *outlier* pada data harga saham HDFA sejak 1 Agustus 2018 hingga 16 Januari 2019 terdapat enam *outlier*. *Outlier* pada data ke-13 bertepatan dengan tanggal 20 Agustus 2018 dan *outlier* pada data ke-100 hingga ke-105 bertepatan

dengan tanggal 26 Desember 2018 sampai dengan 4 Januari 2019. Keenam *outlier* pada data harga saham HDFA disebabkan oleh menurunnya jumlah biaya pinjaman yang disalurkan kepada nasabahnya. Pada tahun 2018 Radana Bhaskara Finance (HDFA) berfokus pada penyaluran biaya kepada nasabah yang memerlukan dana untuk pembiayaan motor, dan jumlah nasabah yang melakukan peminjaman dana tidak sebanyak target yang ditetapkan perusahaan, karena nasabah lebih banyak memilih pembelian motor melalui kredit. HDFA mencatatkan kerugian sepanjang tahun 2018 ini sebesar Rp281,78 miliar dan HDFA pada tahun 2019 berencana melebarkan bisnisnya tidak hanya pada pembiayaan untuk motor saja, tetapi juga akan menyediakan pembiayaan untuk kendaraan roda empat, kredit pendidikan, umroh, renovasi rumah/gedung dan lainnya, dan pembiayaan multiguna lainnya.

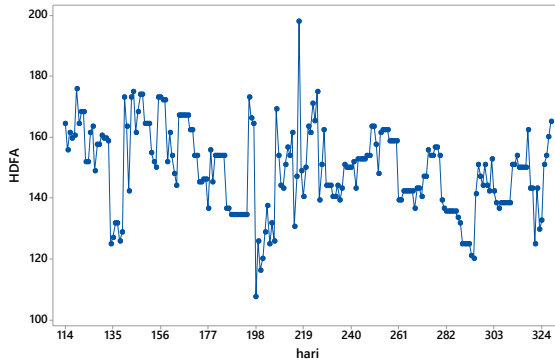
Model ARIMA (0,1,[2,4]) disertai dengan *outlier* pada harga saham HDFA sebelum kejadian intervensi periode hari ke-1 sampai dengan hari ke-113 adalah

$$\begin{aligned}
 Y_{3,t} = & Y_{3,t-1} + a_t - 0,358 a_{t-2} - 0,328 a_{t-4} + \frac{1}{(1-B)} 35,93 I_t^{(101)} \\
 & + 34,78 I_t^{(102)} - \frac{1}{(1-B)} 38,04 I_t^{(104)} - \frac{1}{(1-B)} 32,08 I_t^{(13)} \\
 & + \frac{1}{(1-B)} 28,66 I_t^{(100)} + 19,17 I_t^{(105)}.
 \end{aligned}$$

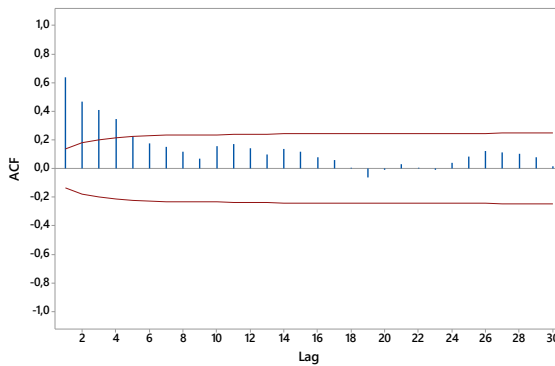
4.4.3 Identifikasi Model ARIMA HDFA Periode Januari-November 2019

Analisis intervensi pada data harga saham HDFA dilanjutkan dengan mengidentifikasi model ARIMA data HDFA periode hari ke-114 hingga hari ke-328. Identifikasi kestasioneran data dengan plot *time series* dan plot ACF pada

Gambar 4.37 dan Gambar 4.38. Plot *time series* dan plot ACF data harga saham HDFA menunjukkan data tidak stasioner dalam *mean*, sehingga dilakukan *differencing* agar data stasioner dalam *mean*.



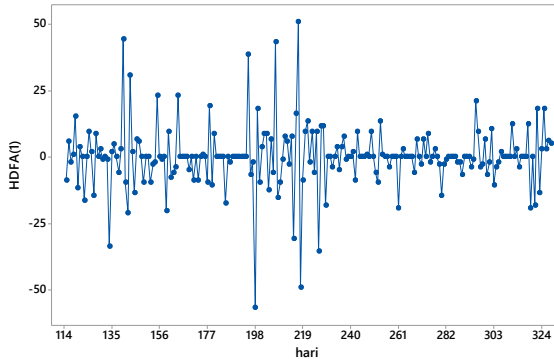
Gambar 4.37 Plot *Time Series* HDFA Jan-Nov 2019



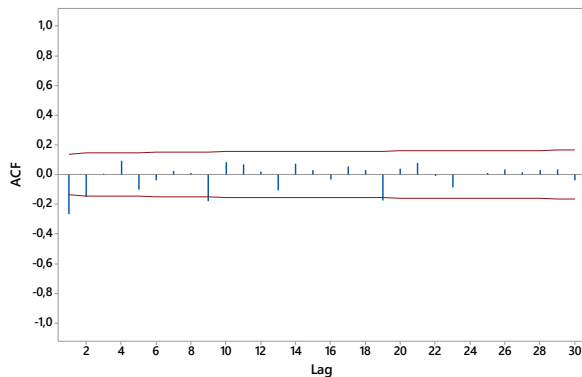
Gambar 4.38 Plot ACF HDFA Jan-Nov 2019

Nilai p hasil uji *Augmented Dickey Fuller* pada data harga saham HDFA periode 17 Januari 2019 hingga 30 November 2019 sebelum *differencing* dan sesudah *differencing* tidak terdapat perbedaan, yaitu dengan nilai p 0,00. Plot *time*

series, plot ACF dan PACF data harga saham HDFA setelah *differencing* terdapat pada Gambar 4.39, Gambar 4.40 dan Gambar 4.41.



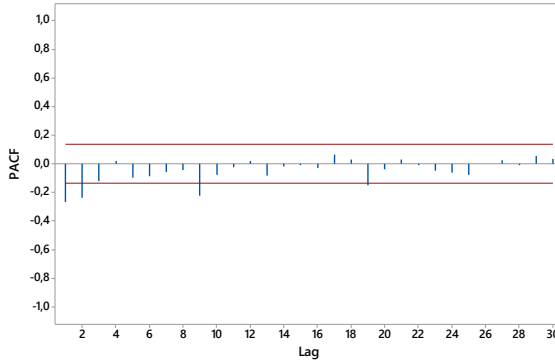
Gambar 4.39 Plot *Time Series* HDFA Jan-Nov 2019 Setelah *Differencing*



Gambar 4.40 Plot ACF HDFA Jan-Nov 2019 Setelah *Differencing*

Plot ACF dan PACF data harga saham HDFA periode Januari-November 2019 setelah *differencing* menunjukkan terdapat *lag* yang melewati batas bawah, yaitu lag ke-1 dan ke-2, sehingga dugaan model adalah ARIMA(0,1,2). Estimasi

parameter dan uji signifikansi parameter untuk mengetahui parameter mana yang signifikan terhadap model terdapat pada Tabel 4.16.



Gambar 4.41 Plot PACF HDFA Jan-Nov 2019 Setelah *Differencing*

Pengujian signifikansi parameter dengan taraf signifikansi sebesar $\alpha=0,05$ berdasarkan hasil estimasi parameter pada model dugaan harga saham HDFA periode Jan-Nov 2019 menunjukkan bahwa parameter dalam model ARIMA(0,1,2) telah signifikan terhadap model.

Tabel 4.16 Estimasi Parameter Model Dugaan HDFA Jan-Nov 2019

Model	Estimasi Parameter	Nilai p	Keputusan
ARIMA(0,1,2)	$\theta_1 = 0,407$	<0,0001	Signifikan
	$\theta_2 = 0,229$	0,0008	Signifikan

Kemudian untuk mengetahui kelayakan model dilakukan pengujian asumsi residual yang bersifat *white noise* dan berdistribusi normal. Uji asumsi residual *white noise* dengan uji Ljung-Box terdapat pada Tabel 4.14.

Tabel 4.17 Uji Ljung-Box Model Dugaan HDFA Jan-Nov 2019

Model	Lag	χ^2	Nilai p	Keputusan
ARIMA(0,1,2)	6	6,71	0,1520	<i>White Noise</i>
	12	17,88	0,0570	
	18	20,37	0,2042	
	24	28,94	0,1465	

Hasil uji Ljung-Box untuk menguji asumsi residual *white noise* dari model dugaan data harga saham HDFA periode Jan-Nov 2019 didapatkan bahwa residual dari model dugaan ARIMA(0,1,2) telah memenuhi asumsi *white noise*. Hal ini berdasarkan nilai p yang bernilai lebih dari taraf signifikansi $\alpha=0,05$. Uji asumsi residual berdistribusi normal juga dilakukan untuk mengetahui residual memenuhi asumsi distribusi normal. Pengujian asumsi residual berdistribusi normal dilakukan dengan uji *Kolmogorov-Smirnov*. Hasil uji normalitas pada residual model dugaan data harga saham HDFA periode Jan-Nov 2019 didapatkan nilai p sebesar 0,01 yang bernilai kurang dari $\alpha=0,05$ sehingga dinyatakan bahwa residual dari model dugaan tidak memenuhi asumsi berdistribusi normal. Hal ini dapat disebabkan oleh adanya data yang *outlier*, oleh karena itu perlu dilakukan deteksi *outlier*.

Nilai AIC pada model ARIMA(0,1,2) diperoleh sebesar 1636,634. Model ARIMA(0,1,2) pada harga saham HDFA periode 16 Januari hingga 30 November 2019 adalah

$$Y_{3,t} = Y_{3,t-1} + a_t - 0,405 a_{t-1} - 0,229 a_{t-2}.$$

4.4.4 Deteksi *Outlier* HDFA Hari ke-114 sampai Hari ke-328

Sebelum melakukan analisis intervensi dengan deteksi *outlier* pada harga saham HDFA periode hari ke-114 sampai dengan periode hari ke-328, selanjutnya dilakukan analisis

intervensi dengan deteksi *outlier* untuk mengetahui kejadian apa saja yang mempengaruhi harga saham HDFA.

Deteksi *outlier* dilakukan dengan melihat nilai maksimum dari absolut residual. Nilai residual model ARIMA(0,1,[1,2]) data harga saham HDFA terdapat pada Tabel 4.18. Selanjutnya jenis *outlier* dan estimasi efek *outlier* terdapat pada Tabel 4.17.

Tabel 4.18 Residual Model ARIMA(0,1,2) HDFA

Residual ke-	a_t
114	-
115	-6,44
⋮	⋮
134	-33,28
⋮	⋮
140	33,57
⋮	⋮
143	25,48
⋮	⋮
195	31,72
⋮	⋮
198	-51,72
⋮	⋮
207	34,13
⋮	⋮
217	50,38
⋮	⋮

Kejadian *outlier* pada data ke-134, 140 dan 143 terjadi di bulan Februari 2019, *outlier* ke-134 yang bertepatan dengan tanggal 15 Februari 2019, kejadian ini merupakan respon pasar setelah Pefindo memberikan peringkat idBBB- kepada HDFA

pada hari sebelumnya yaitu 14 Februari 2019. *Outlier* pada data ke-140 dan 143 yang bertepatan dengan tanggal 25 dan 28 Februari 2019 terjadi peningkatan harga saham HDFA, hal ini dikarenakan adanya HDFA memberikan beberapa suntikan dana kepada beberapa perusahaan berkembang.

Tabel 4.19 Jenis *Outlier* HDFA Jan-Nov 2019

Hari ke-	Tipe <i>Outlier</i>	$\hat{\omega}$	δ	$\hat{\lambda}$
198	AO	-51,29	-	-6,456
217	AO	51,64	-	6,501
207	AO	36,72	-	4,623
140	AO	38,50	-	4,829
134	TC	-27,87	0,84256	-4,892
195	AO	32,99	-	4,153
143	TC	20,24	0,92354	3,565

Kejadian *outlier* pada data ke-195 dan 198 terjadi di bulan Mei 2019, pada bulan ini HDFA melakukan perubahan jenis pemberian efek yaitu menjadi Hak Memberikan Efek Terlebih Dahulu (HMETD) dalam rangka menambah modal perusahaan. Kejadian *outlier* pada data ke-207 dan 217 terjadi pada bulan Juni 2019. Pada bulan Juni 2019 HDFA memberikan suntikan dana kepada BCA Syariah, hal ini merupakan peningkatan HDFA sebagai perusahaan pembiayaan, sehingga respon pasar positif.

Model harga saham HDFA periode 17 Januari 2019 sampai dengan 30 November 2019 adalah

$$\begin{aligned}
Y_{3,t} = & Y_{3,t-1} + a_t - 0,405 a_t - 0,229 a_{t-2} - 51,29 I_t^{(198)} + 51,64 I_t^{(217)} \\
& + 36,72 I_t^{(207)} + 38,50 I_t^{(140)} - \frac{1}{(1-0,84256B)} 27,87 I_t^{(134)} \\
& + 32,99 I_t^{(195)} + \frac{1}{(1-0,92354B)} 20,24 I_t^{(143)}.
\end{aligned}$$

4.4.5 Ringkasan Analisis Intervensi dan Deteksi *Outlier* HDFA

Hasil ringkasan analisis intervensi yang telah dilakukan untuk mengevaluasi dampak peristiwa yang terjadi terhadap harga saham emiten likuid BBRI terdapat pada Tabel 4.20 dan visualisasi efek outlier pada harga saham IHSG terdapat pada Gambar 4.42. Analisis intervensi dengan deteksi outlier pada harga saham HDFA diperoleh hasil bahwa serangkaian peristiwa pemilu dan kebakaran hutan dan lahan di Kalimantan dan Sumatera tidak memberikan pengaruh yang signifikan terhadap harga saham HDFA. Hal ini terlihat pada data yang outlier disebabkan oleh faktor lain. HDFA yang merupakan perusahaan dengan peringkat idBBB- atau termasuk dalam perusahaan dengan likuiditas rendah.

Peristiwa debat capres-cawapres di pemilu 2019 yang dilaksanakan pertama kali pada meningkatkan harga saham HDFA sebesar 5,76 poin. Peristiwa pelaksanaan pemilu 2019 dan adanya hasil hitung cepat meningkatkan harga saham HDFA sebesar 0,96 poin. Kemudian pengumuman dan penetapan pasangan presiden dan wakil presiden hasil pemilu 2019 menurunkan harga saham HDFA sebesar 6,73 poin. Bencana kebakaran hutan dan lahan di Kalimantan dan Sumatera tidak berdampak pada harga saham HDFA, diketahui saat kejadian kebakaran hutan dan lahan harga saham HDFA stagnan. Adanya peristiwa pelantikan kabinet kerja periode 2019-2024 menurunkan harga saham HDFA sebesar 1,92 poin.

Tabel 4.20 Dampak Peristiwa Terhadap HDFA

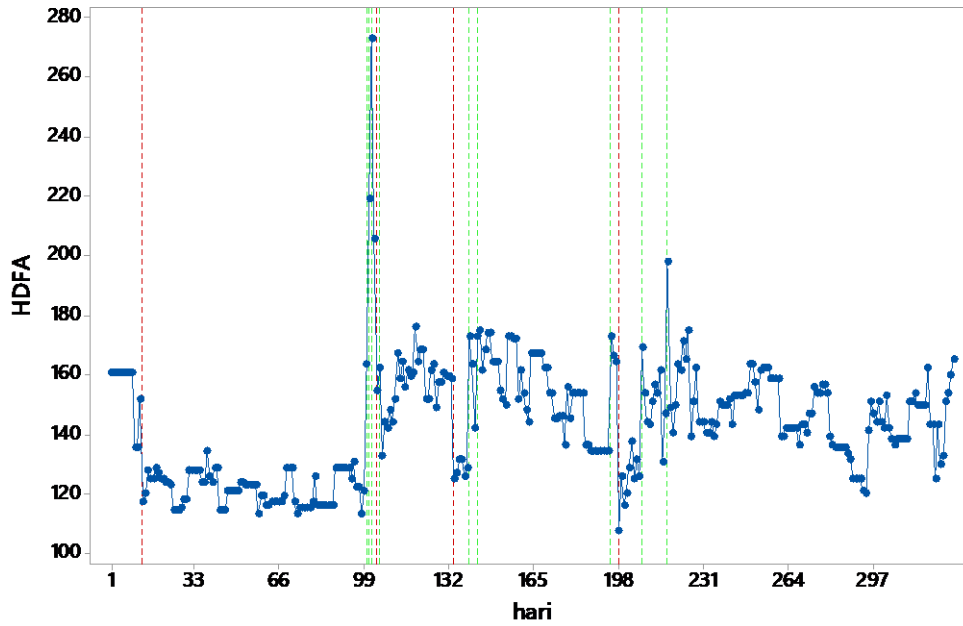
Peristiwa	Dampak	Efek
Debat capres-cawapres pemilu 2019	Tidak Berdampak	↑5,76
Pelaksanaan pemilu 2019	Tidak Berdampak	↑0,96
Pengumuman dan penetapan hasil pemilu 2019	Tidak Berdampak	↓6,73
Kebakaran hutan dan lahan di Kalimantan dan Sumatera	Tidak Berdampak	-
Pelantikan kabinet kerja periode 2019-2024	Tidak Berdampak	↓1,92
Menurunnya jumlah dana pinjaman yang disalurkan	Berdampak	↓32,08
Wacana perluasan lini bisnis	Berdampak	↑19,17
Pengumuman peringkat HDFA	Berdampak	↓33,28
Perubahan jenis pemberian efek	Berdampak	↑32,99
Memberikan suntikan dana kepada perusahaan berkembang	Berdampak	↑36,72

4.5 Dampak Peristiwa Terhadap IHSG, BBRI, dan HDFA

Berdasarkan hasil analisis intervensi dan deteksi *outlier* pada fluktuasi harga saham gabungan yaitu IHSG, saham individu likuid yaitu BBRI, dan saham idividu non-likuid yaitu HDFA. Peristiwa-peristiwa yang berpengaruh signifikan dan tidak berpengaruh signifikan terhadap IHSG, BBRI, dan HDFA dirangkum dalam Tabel 4.21.

Tabel 4.21 Rangkuman Dampak Peristiwa Terhadap IHSG, BBRI, dan HDFA

Peristiwa	Dampak pada IHSG	Dampak pada BBRI	Dampak pada HDFA
Debat capres-cawapres pemilu 2019	Tidak Berdampak	Tidak Berdampak	Tidak Berdampak
Pelaksanaan pemilu 2019	Tidak Berdampak	Tidak Berdampak	Tidak Berdampak
Pengumuman dan penetapan hasil pemilu 2019	Tidak Berdampak	Tidak Berdampak	Tidak Berdampak
Kebakaran hutan dan lahan di Kalimantan dan Sumatera	Tidak Berdampak	Tidak Berdampak	Tidak Berdampak
Pelantikan kabinet kerja periode 2019-2024	Tidak Berdampak	Tidak Berdampak	Tidak Berdampak
Perang dagang AS-China	Berdampak (-)	-	-
Melebarnya defisit CAD, krisis ekonomi di Turki	Berdampak (-)	Berdampak (-)	-
Mati listrik di wilayah Jawa Barat dan DKI Jakarta	Berdampak (-)	-	-
Menjelang Cuti Bersama Hari Raya Idul Fitri	-	Berdampak (+)	-
Wacana perluasan lini bisnis	-	-	Berdampak (-)
Pengumuman peringkat HDFA	-	-	Berdampak (-)
Perubahan jenis pemberian efek	-	-	Berdampak (-)
Memberikan suntikan dana kepada perusahaan berkembang	-	-	Berdampak (-)



Gambar 4.42 *Outlier* Pada HDFA

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BAB V

KESIMPULAN DAN SARAN

5.1 Kesimpulan

Berdasarkan analisis yang telah dilakukan, diperoleh kesimpulan sebagai berikut:

1. Serangkaian peristiwa pemilu 2019 sejak masa kampanye hingga pelantikan kabinet presiden dan wakil presiden terpilih dan kejadian kebakaran hutan dan lahan di Kalimantan dan Sumatera tidak memberikan dampak yang signifikan terhadap harga saham gabungan IHSG.
2. Serangkaian peristiwa pemilu 2019 sejak masa kampanye hingga pelantikan kabinet presiden dan wakil presiden terpilih dan kejadian kebakaran hutan dan lahan di Kalimantan dan Sumatera tidak memberikan dampak yang signifikan terhadap harga saham individu likuid BBRI dan harga saham individu non-likuid HDFA.
3. Terdapat peristiwa-peristiwa lain yang mempengaruhi harga saham IHSG, BBRI, dan HDFA selain rangkaian peristiwa pemilu 2019 dan kebakaran hutan dan lahan di Kalimantan dan Sumatera, yaitu:
 - a. Fluktuasi harga saham IHSG periode 1 Agustus 2018 hingga 30 November 2019 dipengaruhi oleh peristiwa melebarnya defisit neraca berjalan (CAD) di kuartal II-2018 dan adanya krisis ekonomi di Turki, peristiwa perang dagang antara AS-China, selain itu harga saham IHSG juga terdampak akibat peristiwa mati listrik (*black out*) yang terjadi di wilayah Jawa Barat dan DKI Jakarta.
 - b. Fluktuasi harga saham BBRI periode 1 Agustus 2018 hingga 30 November 2019 dipengaruhi oleh peristiwa krisis ekonomi di Turki sehingga menurunkan nilai tukar rupiah dan peristiwa melebarnya defisit neraca berjalan (CAD) di kuartal II-2018, selain itu terdapat peristiwa

meningkatnya layanan operasional Bank BRI menjelang cuti bersama hari raya Idul Fitri.

- c. Fluktuasi harga saham HDFA periode 1 Agustus 2018 hingga 30 November 2019 dipengaruhi oleh menurunnya jumlah dana yang disalurkan untuk pembiayaan nasabah, hasil peringkat idBBB- yang diterbitkan oleh Pefindo, adanya perluasan lini bisnis, peristiwa perubahan jenis pemberian efek, dan peristiwa suntikan dana oleh HDFA kepada perusahaan berkembang.

5.2 Saran

Berdasarkan hasil analisis intervensi untuk mengetahui dampak dari serangkaian peristiwa pemilu 2019 dan bencana kebakaran hutan dan lahan di Kalimantan dan Sumatera terhadap harga saham IHSG, BBRI, dan HDFA bahwa peristiwa tersebut tidak memberikan dampak yang signifikan terhadap harga saham. Oleh karena itu, peneliti memberikan saran kepada para investor untuk lebih memperhatikan kejadian-kejadian yang berdampak signifikan terhadap fluktuasi harga saham, baik itu saham gabungan maupun saham individu. Selain itu, pada pelaksanaan pemilu 2019 yang berjalan aman dan damai tidak mengakibatkan dampak pada pergerakan harga saham, sehingga diharapkan untuk pelaksanaan pemilu selanjutnya agar berjalan aman, tertib, dan damai. Peristiwa yang berdampak di harga saham gabungan dan harga saham individu *likuid* adalah peristiwa melebarnya defisit neraca berjalan yang dipengaruhi oleh banyaknya jumlah impor dibandingkan dengan jumlah ekspor, sehingga disarankan kepada pemerintah Indonesia yang berwenang dalam impor dan ekspor untuk lebih memperbanyak produk Indonesia yang dieskpor, agar meningkatkan pendapatan negara dan menguatkan nilai rupiah.

Saran untuk penelitian selanjutnya adalah memperhatikan peristiwa-peristiwa besar yang memberikan dampak terhadap harga saham baik kelompok maupun individu. Melengkapi saham individu likuid dan non-likuid dari Sembilan sektor yang ada dalam IHSG agar lebih mengetahui dampak suatu peristiwa khusus terhadap emiten dalam sektor tertentu. Selain itu, penelitian selanjutnya dapat menggunakan metode *Markov Switching Model (MSwM)*, karena pada harga saham terdapat perubahan kondisi yang mengakibatkan *mean* yang tidak tunggal. Metode MSwM dapat digunakan untuk menangkap perubahan yang kompleks dari pergerakan data, karena mempertimbangkan perubahan kondisi yang dianggap sebagai satu variabel yang tak teramati.

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

DAFTAR PUSTAKA

- Bhattacharyya, M. N. & Layton, A. P., 1979. Effectiveness of Seat Belt Legislation on the Queensland Road Toll - An Australian Case Study in Intervention Analysis. *Journal of the American Statistical Association*, Volume 74, pp. 596-603.
- Bowerman, B. L. & O'Connell, T. R., 1993. *Forecasting and Time Series: An Applied Approach*. 3rd ed. California: Duxbury Press.
- Bursa Efek Indonesia, 2019. *Produk Indeks*. [Online] Available at: <https://www.idx.co.id/produk/indeks/>. [Accessed 18 September 2019].
- Cryer, J. D. & Chan, K.-S., 2008. *Time Series Analysis With Applications in R*. 2nd ed. New York: Springer.
- Daniel, W., 2000. *Applied Nonparametric Statistics*. 2nd ed. California: Duxbury Press.
- Darmadji, T. & Fakhruddin, H., 2015. *Pasar Modal Indonesia (Edisi 3)*. Jakarta: Salemba Empat.
- Goh, B. H., 2005. The Dynamic Effects of The Asian Financial Crisis on Construction Demand and Tender Price Level in Singapore. *Building and Environment*, Volume 40, pp. 267-276.
- Gujarati, D., 1995. *Ekonometrika Dasar*. Jakarta: Erlangga.
- IDX Channel, 2019. *The Official Website IDX Channel*. [Online] Available at: <https://www.idxchannel.com/market-news/>. [Accessed 24 Oktober 2019].
- Jogiyanto, 2010. *Studi Peristiwa: Menguji Reaksi Pasar Modal Akibat Suatu Peristiwa*. Yogyakarta: BPFÉ.
- Jogiyanto, 2013. *Teori Portofolio dan Analisis Investasi*. Yogyakarta: BPFÉ.

- Kehutanan, K., 2009. *Peraturan Menteri Kehutanan Nomor: P.12/Menhut-II/2009 tentang Pengendalian Kebakaran Hutan*. Jakarta: s.n.
- Komisi Pemilihan Umum, 2019. *Komisi Pemilihan Umum Republik Indonesia*. [Online] Available at: <https://www.kpu.go.id/>. [Accessed 7 November 2019].
- Lee, M. H., Suhartono & Sanugi, B., 2010. Multi Input Intervention Model for Evaluating the Impact of the. *Matematika*, Volume 26, pp. 83-106.
- PEFINDO, 2019. *PEFINDO Credit Rating Agency*. [Online] Available at: <http://www.pefindo.com/index.php/> [Accessed 10 December 2019].
- Prasetyo, U. B., 2019. *KSEI: Jumlah Investor Saham Tembus Satu Juta* [Interview] (23 Agustus 2019).
- Prasongko, D., 2019. *Tempo.co*. [Online] Available at: <https://bisnis.tempo.co/read/>. [Accessed 6 November 2019].
- Rahmah, G., 2019. *Tempo.co*. [Online] Available at: <https://bisnis.tempo.co/read/>. [Accessed 6 November 2019].
- Setyaningsih, E., 2019. *alinea.id*. [Online] Available at: <https://www.alinea.id/bisnis/>. [Accessed 6 November 2019].
- Wei, W. W. S., 2006. *Time Series Analysis: Univariate and Multivariate Methods*. 2nd ed. New York: Pearson Education.
- Wijayanti, F., 2017. *Pengaruh Pemilihan Umum Presiden Amerika Serikat ke-45 dan Hari Raya Natal Terhadap Peramalan Indeks Harga Saham Gabungan (IHSG) Menggunakan Analisis Intervensi*. Surabaya: Tugas Akhir, Institut Teknologi Sepuluh Nopember.
- Wijaya, T., 2015. *Ilustrasi Perhitungan IHSG*, Palembang: STIE-MDP.

Winahyu, A. I., 2019. *Media Indonesia*. [Online] Available at: <https://mediaindonesia.com/>. [Accessed 6 November 2019].

Yahoo! Finance, 2019. *Yahoo! Finance*. [Online] Available at: <https://finance.yahoo.com/>. [Accessed 1 Oktober 2019].

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

LAMPIRAN

Lampiran 1. Data Harga Saham IHSG, BBRI, HDFA

Tanggal	IHSG	BBRI	HDFA
01/08/2018	6033.42	3190	160.49
02/08/2018	6011.72	3250	160.49
03/08/2018	6007.54	3330	160.49
06/08/2018	6101.13	3410	160.49
07/08/2018	6091.25	3350	160.49
08/08/2018	6094.83	3330	160.49
09/08/2018	6065.26	3330	160.49
10/08/2018	6077.17	3390	160.49
13/08/2018	5861.25	3140	160.49
⋮	⋮	⋮	⋮
04/12/2018	6152.86	3710	116.28
05/12/2018	6133.12	3650	116.28
06/12/2018	6115.49	3650	128.77
07/12/2018	6126.36	3620	128.77
10/12/2018	6111.36	3610	128.77
⋮	⋮	⋮	⋮
19/11/2019	6152.09	4190	143.19
20/11/2019	6155.11	4220	124.93
21/11/2019	6117.36	4220	143.19
22/11/2019	6100.24	4210	129.73
25/11/2019	6070.76	4130	132.62
26/11/2019	6026.19	4150	150.88
27/11/2019	6023.04	4170	153.76
28/11/2019	5953.06	4050	160.00
29/11/2019	6011.83	4090	165.00

Lampiran 2. *Syntax* RStudio IHSG

```
library (forecast)
library(toutliers)
library(tseries)
library(TSA)

a<-ts(IHSG_clear[1:113,3])
adf.test(a)
b<-diff(a, lag=1)
adf.test(b)

ARIMA <- auto.arima (IHSG_clear[1:113,3], max.d=2,
seasonal = TRUE, stepwise = TRUE, trace = TRUE,
max.p=5, max.q=5)

Box.test(ARIMA$residuals[2:113],
lag=round(length(a)/5,0), type = "Ljung-Box", fitdf = 1)
ks.test(ARIMA$residuals, "pnorm",
mean(ARIMA$residuals), sd(ARIMA$residuals))

forecast(ARIMA, 61)
accuracy(ARIMA$fitted, a)

out1 <- tsoutliers::tso(ARIMA$residuals, types = c("AO",
"IO", "LS", "TC"),maxit.iloop = 10, tsmethod =
"auto.arima")
out1
plot(out1)

c<-ts(IHSG_clear[114:328,3])
adf.test(c)
d<-diff(c, lag=1)
adf.test(d)
```

Lampiran 2. *Syntax* RStudio IHSG (lanjutan)

```
ARIMA1 <- auto.arima (IHSG_clear[114:328,3], max.d=2,  
seasonal = TRUE, stepwise = TRUE, trace = TRUE,  
max.p=5, max.q=5)
```

```
Box.test(ARIMA1$residuals[2:328],  
lag=round(length(c)/5,0), type = "Ljung-Box", fitdf = 1)  
ks.test(ARIMA1$residuals, "pnorm",  
mean(ARIMA1$residuals), sd(ARIMA1$residuals))
```

```
forecast(ARIMA1, 61)  
accuracy(ARIMA1$fitted, a)
```

```
out2 <- tso::tso(ARIMA1$residuals, types = c("AO",  
"IO", "LS", "TC"),maxit.iloop = 10, tsmethod =  
"auto.arima")  
out2  
plot(out2)
```

Lampiran 3. Syntax RStudio BBRI

```
library (forecast)
library(toutliers)
library(tseries)
library(TSA)

Q<-ts(BBRI[1:113,3])
adf.test(Q)
Z<-diff(Q, lag=1)
adf.test(Z)

ARIMA <- auto.arima (BBRI[1:113,3], max.d=2, seasonal
= TRUE, stepwise = TRUE, trace = TRUE, max.p=5,
max.q=5)

Box.test(ARIMA$residuals[2:113],
lag=round(length(Q)/5,0), type = "Ljung-Box", fitdf = 1)
ks.test(ARIMA$residuals, "pnorm",
mean(ARIMA$residuals), sd(ARIMA$residuals))

forecast(ARIMA, 61)
accuracy(ARIMA$fitted, Q)

out1 <- tsoutliers::tso(ARIMA$residuals, types = c("AO",
"IO", "LS", "TC"),maxit.iloop = 10, tsmethod =
"auto.arima")
out1
plot(out1)

W<-ts(BBRI[114:328,3])
adf.test(W)
S<-diff(W, lag=1)
adf.test(S)
```


Lampiran 3. *Syntax* RStudio BBRI (lanjutan)

```
ARIMA1 <- auto.arima (BBRI[114:328,3], max.d=2,  
seasonal = TRUE, stepwise = TRUE, trace = TRUE,  
max.p=5, max.q=5)  
  
Box.test(ARIMA1$residuals[2:328],  
lag=round(length(W)/5,0), type = "Ljung-Box", fitdf = 1)  
ks.test(ARIMA1$residuals, "pnorm",  
mean(ARIMA1$residuals), sd(ARIMA1$residuals))  
  
forecast(ARIMA1, 61)  
accuracy(ARIMA1$fitted, a)  
  
out2 <- tsoutliers::tso(ARIMA1$residuals, types = c("AO",  
"IO", "LS", "TC"),maxit.iloop = 10, tsmethod =  
"auto.arima")  
out2  
plot(out2)
```

Lampiran 4. Output Outlier RStudio IHSG

```
Outliers:
  type ind time coefhat tstat
1  AO   9   9  -215.9 -4.275
2  AO  24  24  -221.8 -4.392
```

```
Outliers:
  type ind time coefhat tstat
1  AO 244 244  -164.5 -3.764
```

Lampiran 5. Output Outlier RStudio BBRI

```
Outliers:
  type ind time coefhat tstat
1  AO   9   9   -250 -3.997
```

```
Outliers:
  type ind time coefhat tstat
1  TC  202 202   156.2 3.798
```

Lampiran 6. Hasil ADF *Test* IHSG

Null Hypothesis: IHSG_1 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=30)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.948459	0.7693
Test critical values:		
1% level	-3.489659	
5% level	-2.887425	
10% level	-2.580651	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IHSG_1)

Method: Least Squares

Date: 01/19/20 Time: 12:30

Sample (adjusted): 2 113

Included observations: 112 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IHSG_1(-1)	-0.032102	0.033847	-0.948459	0.3450
C	195.1260	202.2290	0.964876	0.3367
R-squared	0.008112	Mean dependent var		3.392330
Adjusted R-squared	-0.000906	S.D. dependent var		58.71882
S.E. of regression	58.74540	Akaike info criterion		11.00200
Sum squared resid	379612.5	Schwarz criterion		11.05054
Log likelihood	-614.1119	Hannan-Quinn criter.		11.02169
F-statistic	0.899574	Durbin-Watson stat		1.897989
Prob(F-statistic)	0.344975			

Lampiran 6. Hasil ADF *T*_{est} IHSG (Lanjutan)

Null Hypothesis: D(IHSG_1_DIFF) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 7 (Automatic - based on AIC, maxlag=30)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.566620	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.462253	
5% level	-2.875468	
10% level	-2.574271	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IHSG_1_DIFF,2)

Method: Least Squares

Date: 01/19/20 Time: 12:30

Sample (adjusted): 11 215

Included observations: 205 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(IHSG_1_DIFF(-1))	-5.004150	0.584145	-8.566620	0.0000
D(IHSG_1_DIFF(-1),2)	3.117713	0.548294	5.686210	0.0000
D(IHSG_1_DIFF(-2),2)	2.332759	0.488382	4.776506	0.0000
D(IHSG_1_DIFF(-3),2)	1.667066	0.412514	4.041231	0.0001
D(IHSG_1_DIFF(-4),2)	1.111415	0.327353	3.395158	0.0008
D(IHSG_1_DIFF(-5),2)	0.661229	0.238211	2.775819	0.0060
D(IHSG_1_DIFF(-6),2)	0.323403	0.150435	2.149778	0.0328
D(IHSG_1_DIFF(-7),2)	0.105744	0.070978	1.489804	0.1379
C	1.303207	33.91504	0.038426	0.9694
R-squared	0.813589	Mean dependent var	-0.607579	
Adjusted R-squared	0.805980	S.D. dependent var	1102.416	
S.E. of regression	485.5882	Akaike info criterion	15.25151	
Sum squared resid	46216001	Schwarz criterion	15.39740	
Log likelihood	-1554.280	Hannan-Quinn criter.	15.31052	
F-statistic	106.9300	Durbin-Watson stat	2.020136	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Lampiran 6. Hasil ADF *Test* IHSG (Lanjutan)

Null Hypothesis: IHSG_2 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=30)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.807765	0.3761
Test critical values:		
1% level	-3.460884	
5% level	-2.874868	
10% level	-2.573951	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IHSG_2)

Method: Least Squares

Date: 01/19/20 Time: 12:33

Sample (adjusted): 2 215

Included observations: 214 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
IHSG_2(-1)	-0.036173	0.020010	-1.807765	0.0721
C	226.1074	126.1781	1.791970	0.0746
R-squared	0.015181	Mean dependent var		-1.924999
Adjusted R-squared	0.010536	S.D. dependent var		45.28366
S.E. of regression	45.04448	Akaike info criterion		10.46248
Sum squared resid	430149.1	Schwarz criterion		10.49394
Log likelihood	-1117.485	Hannan-Quinn criter.		10.47519
F-statistic	3.268013	Durbin-Watson stat		1.892786
Prob(F-statistic)	0.072060			

Lampiran 6. Hasil ADF *Test* IHSG (Lanjutan)

Null Hypothesis: D(IHSG_2_DIFF) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 8 (Automatic - based on AIC, maxlag=30)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.047456	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.462412	
5% level	-2.875538	
10% level	-2.574309	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(IHSG_2_DIFF,2)

Method: Least Squares

Date: 01/19/20 Time: 12:33

Sample (adjusted): 12 215

Included observations: 204 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(IHSG_2_DIFF(-1))	-5.185054	0.735734	-7.047456	0.0000
D(IHSG_2_DIFF(-1),2)	3.304875	0.698242	4.733138	0.0000
D(IHSG_2_DIFF(-2),2)	2.455379	0.634618	3.869068	0.0001
D(IHSG_2_DIFF(-3),2)	1.700291	0.551811	3.081291	0.0024
D(IHSG_2_DIFF(-4),2)	1.015018	0.455620	2.227772	0.0270
D(IHSG_2_DIFF(-5),2)	0.521247	0.351093	1.484643	0.1393
D(IHSG_2_DIFF(-6),2)	0.164878	0.248670	0.663039	0.5081
D(IHSG_2_DIFF(-7),2)	-0.060722	0.152982	-0.396922	0.6919
D(IHSG_2_DIFF(-8),2)	-0.111350	0.071843	-1.549908	0.1228
C	-0.727833	3.359744	-0.216634	0.8287
R-squared	0.813808	Mean dependent var		0.429793
Adjusted R-squared	0.805170	S.D. dependent var		108.6826
S.E. of regression	47.97198	Akaike info criterion		10.62689
Sum squared resid	446454.3	Schwarz criterion		10.78954
Log likelihood	-1073.943	Hannan-Quinn criter.		10.69268
F-statistic	94.21509	Durbin-Watson stat		1.973489
Prob(F-statistic)	0.000000			

Lampiran 7. Hasil ADF *Test* BBRI

Null Hypothesis: BBRI_1 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=30)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.760134	0.8260
Test critical values:		
1% level	-3.489659	
5% level	-2.887425	
10% level	-2.580651	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(BBRI_1)

Method: Least Squares

Date: 01/19/20 Time: 12:37

Sample (adjusted): 2 113

Included observations: 112 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BBRI_1(-1)	-0.017874	0.023514	-0.760134	0.4488
C	64.35773	77.99611	0.825140	0.4111
R-squared	0.005225	Mean dependent var		5.267857
Adjusted R-squared	-0.003818	S.D. dependent var		67.20896
S.E. of regression	67.33715	Akaike info criterion		11.27500
Sum squared resid	498772.0	Schwarz criterion		11.32354
Log likelihood	-629.3998	Hannan-Quinn criter.		11.29469
F-statistic	0.577803	Durbin-Watson stat		2.172098
Prob(F-statistic)	0.448801			

Lampiran 7. Hasil ADF *Test* BBRI (Lanjutan)

Null Hypothesis: D(BBRI_1_DIFF) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 9 (Automatic - based on AIC, maxlag=30)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.755972	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.462574	
5% level	-2.875608	
10% level	-2.574346	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(BBRI_1_DIFF,2)

Method: Least Squares

Date: 01/19/20 Time: 12:38

Sample (adjusted): 13 215

Included observations: 203 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(BBRI_1_DIFF(-1))	-6.068146	0.782384	-7.755972	0.0000
D(BBRI_1_DIFF(-1),2)	4.161347	0.749181	5.554531	0.0000
D(BBRI_1_DIFF(-2),2)	3.351044	0.692203	4.841128	0.0000
D(BBRI_1_DIFF(-3),2)	2.617807	0.617992	4.235991	0.0000
D(BBRI_1_DIFF(-4),2)	1.986387	0.531832	3.734993	0.0002
D(BBRI_1_DIFF(-5),2)	1.440174	0.438464	3.284590	0.0012
D(BBRI_1_DIFF(-6),2)	0.974864	0.341527	2.854427	0.0048
D(BBRI_1_DIFF(-7),2)	0.597133	0.244620	2.441065	0.0156
D(BBRI_1_DIFF(-8),2)	0.312669	0.153002	2.043564	0.0424
D(BBRI_1_DIFF(-9),2)	0.111080	0.071435	1.554990	0.1216
C	1.120217	20.28412	0.055226	0.9560
R-squared	0.818837	Mean dependent var		1.182266
Adjusted R-squared	0.809402	S.D. dependent var		661.9694
S.E. of regression	288.9996	Akaike info criterion		14.22339
Sum squared resid	16035989	Schwarz criterion		14.40292
Log likelihood	-1432.674	Hannan-Quinn criter.		14.29602
F-statistic	86.78215	Durbin-Watson stat		2.015431
Prob(F-statistic)	0.000000			

Lampiran 7. Hasil ADF *Test* BBRI (Lanjutan)

Null Hypothesis: BBRI_2 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=30)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.325149	0.1650
Test critical values:		
1% level	-3.460884	
5% level	-2.874868	
10% level	-2.573951	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(BBRI_2)

Method: Least Squares

Date: 01/19/20 Time: 12:39

Sample (adjusted): 2 215

Included observations: 214 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
BBRI_2(-1)	-0.043879	0.018872	-2.325149	0.0210
C	182.5599	78.05745	2.338788	0.0203
R-squared	0.024867	Mean dependent var		1.308411
Adjusted R-squared	0.020268	S.D. dependent var		59.77397
S.E. of regression	59.16513	Akaike info criterion		11.00784
Sum squared resid	742108.8	Schwarz criterion		11.03930
Log likelihood	-1175.839	Hannan-Quinn criter.		11.02056
F-statistic	5.406320	Durbin-Watson stat		1.837105
Prob(F-statistic)	0.021010			

Lampiran 7. Hasil ADF *Test* BBRI (Lanjutan)

Null Hypothesis: D(BBRI_2_DIFF) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 7 (Automatic - based on AIC, maxlag=30)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.000811	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.462253	
5% level	-2.875468	
10% level	-2.574271	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(BBRI_2_DIFF,2)

Method: Least Squares

Date: 01/19/20 Time: 12:45

Sample (adjusted): 11 215

Included observations: 205 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(BBRI_2_DIFF(-1))	-5.058412	0.561995	-9.000811	0.0000
D(BBRI_2_DIFF(-1),2)	3.230191	0.526364	6.136806	0.0000
D(BBRI_2_DIFF(-2),2)	2.439244	0.469917	5.190802	0.0000
D(BBRI_2_DIFF(-3),2)	1.795692	0.398140	4.510203	0.0000
D(BBRI_2_DIFF(-4),2)	1.249282	0.317076	3.940002	0.0001
D(BBRI_2_DIFF(-5),2)	0.807255	0.231335	3.489542	0.0006
D(BBRI_2_DIFF(-6),2)	0.433608	0.146645	2.956850	0.0035
D(BBRI_2_DIFF(-7),2)	0.145167	0.071395	2.033299	0.0434
C	-0.168005	4.469645	-0.037588	0.9701
R-squared	0.798939	Mean dependent var		0.048780
Adjusted R-squared	0.790732	S.D. dependent var		139.8861
S.E. of regression	63.99206	Akaike info criterion		11.19830
Sum squared resid	802616.7	Schwarz criterion		11.34419
Log likelihood	-1138.826	Hannan-Quinn criter.		11.25731
F-statistic	97.35336	Durbin-Watson stat		2.000959
Prob(F-statistic)	0.000000			

Lampiran 8. Hasil ADF *Test* HDFA

Null Hypothesis: HDFA_1 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=30)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.238906	0.0009
Test critical values:		
1% level	-3.490210	
5% level	-2.887665	
10% level	-2.580778	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(HDFA_1)

Method: Least Squares

Date: 01/19/20 Time: 12:46

Sample (adjusted): 3 113

Included observations: 111 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
HDFA_1(-1)	-0.234360	0.055288	-4.238906	0.0000
D(HDFA_1(-1))	0.292292	0.092361	3.164689	0.0020
C	30.55616	7.311707	4.179073	0.0001
R-squared	0.168060	Mean dependent var		-0.017315
Adjusted R-squared	0.152654	S.D. dependent var		13.56201
S.E. of regression	12.48402	Akaike info criterion		7.913431
Sum squared resid	16831.88	Schwarz criterion		7.986662
Log likelihood	-436.1954	Hannan-Quinn criter.		7.943139
F-statistic	10.90851	Durbin-Watson stat		1.943038
Prob(F-statistic)	0.000048			

Lampiran 8. Hasil ADF *Test* HDFA (Lanjutan)

Null Hypothesis: D(HDFA_1_DIFF) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 10 (Automatic - based on AIC, maxlag=30)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.977016	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.462737	
5% level	-2.875680	
10% level	-2.574385	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(HDFA_1_DIFF,2)

Method: Least Squares

Date: 01/19/20 Time: 12:47

Sample (adjusted): 14 215

Included observations: 202 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(HDFA_1_DIFF(-1))	-7.773099	0.974437	-7.977016	0.0000
D(HDFA_1_DIFF(-1),2)	5.941058	0.931197	6.380022	0.0000
D(HDFA_1_DIFF(-2),2)	5.055082	0.862580	5.860424	0.0000
D(HDFA_1_DIFF(-3),2)	4.149526	0.778627	5.329284	0.0000
D(HDFA_1_DIFF(-4),2)	3.261688	0.678624	4.806325	0.0000
D(HDFA_1_DIFF(-5),2)	2.421562	0.570480	4.244782	0.0000
D(HDFA_1_DIFF(-6),2)	1.680365	0.457588	3.672219	0.0003
D(HDFA_1_DIFF(-7),2)	1.008196	0.346466	2.909946	0.0040
D(HDFA_1_DIFF(-8),2)	0.531824	0.241413	2.202966	0.0288
D(HDFA_1_DIFF(-9),2)	0.068309	0.147933	0.461757	0.6448
D(HDFA_1_DIFF(-10),2)	-0.104278	0.070206	-1.485299	0.1391
C	0.215981	0.986081	0.219030	0.8269
R-squared	0.825079	Mean dependent var		0.252139
Adjusted R-squared	0.814952	S.D. dependent var		32.57774
S.E. of regression	14.01404	Akaike info criterion		8.175564
Sum squared resid	37314.71	Schwarz criterion		8.372095
Log likelihood	-813.7320	Hannan-Quinn criter.		8.255081
F-statistic	81.47315	Durbin-Watson stat		1.978297
Prob(F-statistic)	0.000000			

Lampiran 8. Hasil ADF *Test* HDFA (Lanjutan)

Null Hypothesis: HDFA_2 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=30)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.501700	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.461030	
5% level	-2.874932	
10% level	-2.573985	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(HDFA_2)

Method: Least Squares

Date: 01/19/20 Time: 12:47

Sample (adjusted): 3 215

Included observations: 213 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
HDFA_2(-1)	-0.321879	0.058505	-5.501700	0.0000
D(HDFA_2(-1))	-0.106228	0.068620	-1.548069	0.1231
C	48.04999	8.757848	5.486506	0.0000
R-squared	0.188187	Mean dependent var		0.043751
Adjusted R-squared	0.180456	S.D. dependent var		11.89837
S.E. of regression	10.77144	Akaike info criterion		7.605657
Sum squared resid	24365.01	Schwarz criterion		7.652999
Log likelihood	-807.0025	Hannan-Quinn criter.		7.624790
F-statistic	24.34019	Durbin-Watson stat		2.020508
Prob(F-statistic)	0.000000			

Lampiran 8. Hasil ADF *Test* HDFA (Lanjutan)

Null Hypothesis: D(HDFA_2_DIFF) has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 16 (Automatic - based on AIC, maxlag=30)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.334601	0.0000
Test critical values:		
1% level	-3.463749	
5% level	-2.876123	
10% level	-2.574622	

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(HDFA_2_DIFF,2)

Method: Least Squares

Date: 01/19/20 Time: 12:47

Sample (adjusted): 20 215

Included observations: 196 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(HDFA_2_DIFF(-1))	-20.50262	2.795328	-7.334601	0.0000
D(HDFA_2_DIFF(-1),2)	18.19266	2.759652	6.592375	0.0000
D(HDFA_2_DIFF(-2),2)	16.67970	2.685492	6.211041	0.0000
D(HDFA_2_DIFF(-3),2)	15.10218	2.572132	5.871464	0.0000
D(HDFA_2_DIFF(-4),2)	13.58085	2.424206	5.602183	0.0000
D(HDFA_2_DIFF(-5),2)	12.04607	2.249600	5.354760	0.0000
D(HDFA_2_DIFF(-6),2)	10.50499	2.051284	5.121175	0.0000
D(HDFA_2_DIFF(-7),2)	8.988240	1.836776	4.893486	0.0000
D(HDFA_2_DIFF(-8),2)	7.530888	1.614008	4.665954	0.0000
D(HDFA_2_DIFF(-9),2)	6.027440	1.391126	4.332779	0.0000
D(HDFA_2_DIFF(-10),2)	4.665353	1.164326	4.006913	0.0001
D(HDFA_2_DIFF(-11),2)	3.485270	0.940539	3.705612	0.0003
D(HDFA_2_DIFF(-12),2)	2.507366	0.725347	3.456783	0.0007
D(HDFA_2_DIFF(-13),2)	1.641741	0.525033	3.126928	0.0021
D(HDFA_2_DIFF(-14),2)	0.950819	0.342546	2.775738	0.0061
D(HDFA_2_DIFF(-15),2)	0.450711	0.189076	2.383749	0.0182
D(HDFA_2_DIFF(-16),2)	0.119330	0.075819	1.573888	0.1173
C	0.125796	0.837503	0.150203	0.8808
R-squared	0.891698	Mean dependent var	-0.011235	
Adjusted R-squared	0.881355	S.D. dependent var	34.03286	
S.E. of regression	11.72259	Akaike info criterion	7.848255	
Sum squared resid	24460.61	Schwarz criterion	8.149306	
Log likelihood	-751.1290	Hannan-Quinn criter.	7.970135	
F-statistic	86.20913	Durbin-Watson stat	1.983661	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Lampiran 9. *Syntax* SAS HDFA Sebelum Intervensi

```
data TA;
input hdfa;
datalines;
160.485992
160.485992
160.485992
160.485992
160.485992
160.485992
160.485992
160.485992
:
162.408005
132.617004
144.149002
142.227005
147.992996
144.149002
151.837006
167.212997
158.563995
;
proc arima data=TA;
identify var=hdfa(1);
estimate q=(2,4);
outlier maxnum=10 alpha=0.05;
forecast out=ramalan lead=61;
run;
proc print data=ramalan;
run;
proc univariate data=ramalan normal;
var residual;
run;
```

Lampiran 10. *Syntax* SAS HDFA Periode Januari-November 2019

```
data TA;
input hdfa;
datalines;
164.330002
155.681
161.447006
159.524994
160.485992
175.862
:
143.188004
124.929001
143.188004
129.733994
132.617004
150.876007
153.759003
160
165
;
proc arima data=TA;
identify var=hdfa(1);
estimate q=(2);
outlier maxnum=10 alpha=0.05;
forecast out=ramalan lead=5;
run;
proc print data=ramalan;
run;
proc univariate data=ramalan normal;
var residual;
run;
```


Lampiran 11. Output SAS HDFFA Sebelum Intervensi

The ARIMA Procedure					
Conditional Least Squares Estimation					
Parameter	Standard Estimate	Error	Approx t Value	Pr > t	Lag
MU	0.0024032	0.38115	0.01	0.9950	0
MA1,1	0.35778	0.09081	3.94	0.0001	2
MA1,2	0.32847	0.09189	3.57	0.0005	4
Constant Estimate		0.002403			
Variance Estimate		148.7245			
Std Error Estimate		12.19527			
AIC		881.036			
SBC		889.1915			
Number of Residuals		112			
* AIC and SBC do not include log determinant.					
Autocorrelation Check of Residuals					
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq		
6	4.02	4	0.4032		
12	7.45	10	0.6824		
18	8.44	16	0.9348		
24	9.08	22	0.9929		
Model for variable hdfa					
Estimated Mean		0.002403			
Period(s) of Differencing		1			

Lampiran 12. Output SAS Outlier HDFA Sebelum Intervensi

The ARIMA Procedure				
Outlier Details				
Obs	Type	Estimate	Chi-Square	Approx Prob> ChiSq
101	Shift	35.93164	135.35	<.0001
102	Additive	34.78794	239.84	<.0001
104	Shift	-38.03993	146.28	<.0001
13	Shift	-32.08036	101.98	<.0001
100	Shift	28.66273	92.35	<.0001
105	Additive	19.16952	77.97	<.0001
Tests for Normality				
Test	--Statistic--		-----p Value-----	
Shapiro-Wilk	W	0.721117	Pr < W	<0.0001
Kolmogorov-Smirnov	D	0.201121	Pr > D	<0.0100
Cramer-von Mises	W-Sq	1.602451	Pr > W-Sq	<0.0050
Anderson-Darling	A-Sq	8.752518	Pr > A-Sq	<0.0050

Lampiran 13. *Output* SAS HDFA Periode Januari-November 2019

The ARIMA Procedure					
Conditional Least Squares Estimation					
Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr > t	Lag
MU	-0.04121	0.27554	-0.15	0.8812	0
MA1,1	0.40727	0.06721	6.06	<.0001	1
MA1,2	0.22992	0.06753	3.40	0.0008	2
Constant Estimate			-0.04121		
Variance Estimate			121.0284		
Std Error Estimate			11.00129		
AIC			1636.634		
SBC			1646.732		
Number of Residuals			214		
* AIC and SBC do not include log determinant.					
	To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	
	6	6.71	4	0.1520	
	12	17.88	10	0.0570	
	18	20.37	16	0.2042	
	24	28.94	22	0.1465	
	30	32.85	28	0.2413	
	36	36.96	34	0.3337	
	42	41.85	40	0.3905	

Lampiran 14. *Output SAS dan RStudio Outlier HDFA*
Periode Januari- November 2019

The ARIMA Procedure

Outlier Details

Obs	Type	Estimate	Chi-Square	Approx Prob> ChiSq
217	Additive	46.09465	53.46	<.0001
198	Additive	-39.15482	41.82	<.0001
140	Additive	34.61337	31.28	<.0001
207	Additive	32.64621	29.07	<.0001
198	Additive	32.04187	26.80	<.0001
134	Shift	-31.01419	27.40	<.0001
143	Shift	-24.01723	16.56	<.0001

Outliers:

	type	ind	time	coefhat	tstat
1	TC	134	134	-27.87	-4.892
2	AO	140	140	38.50	4.829
3	TC	143	143	20.24	3.565
4	AO	195	195	32.99	4.153
5	AO	198	198	-51.29	-6.456
6	AO	207	207	36.72	4.623
7	AO	217	217	51.64	6.501

Lampiran 15. Data Simulasi AR(1)

$a_t \sim N(0,1)$	Y_t	a_t
-0.11455	-0.11455	0.078166
-1.04761	-1.11634	-0.94595
1.723323	1.053516	1.624275
-2.88958	-2.25747	-2.55388
-1.34773	-2.70221	-1.67541
1.828293	0.206968	1.411508
0.498001	0.622182	0.664087
-0.6521	-0.27879	-0.40282
-0.03472	-0.20199	0.034043
⋮	⋮	⋮
0.859375	1.136179	1.076426
-1.21974	-0.53804	-0.86748
-0.53516	-0.85798	-9.66036
-1.02952	-1.54431	2.576752
0.246289	-0.68029	0.061497
⋮	⋮	⋮
1.086363	0.664995	1.070275
0.07795	0.476947	0.335804
0.541536	0.827704	0.761714
1.654777	2.151399	1.945231
1.193983	2.484822	1.749647
-0.26216	1.22873	0.360305
1.048759	1.785997	1.419561
-0.51975	0.551851	-0.03729
0.364262	0.695372	0.599447

Lampiran 16. Data Simulasi MA(1)

$a_t \sim N(0,1)$	Y_t	a_t
-0.11455	-0.11455	0.069983
-1.04761	-0.97888	-0.88286
1.723323	2.351891	1.881335
-2.88958	-3.92357	-2.75046
-1.34773	0.386018	-1.19507
1.828293	2.63693	1.980723
0.498001	-0.59897	0.633232
-0.6521	-0.9509	-0.51995
-0.03472	0.35654	0.101779
-10	-9.26815	-9.86284
-1.02952	4.970483	-0.83982
0.246289	0.863999	0.419033
0.843636	0.695862	0.999445
-0.04985	-0.55603	0.092679
1.086363	1.871977	1.224433
0.07795	-0.57387	0.208628
0.541536	0.494766	0.673236
1.654777	1.329856	1.784594
1.193983	0.201116	1.316699
-0.26216	-0.97855	-0.14119
1.048759	1.206057	1.176514
-0.51975	-1.149	-0.395
0.364262	0.67611	0.495645

Lampiran 17. Output Signifikansi Parameter AR(1) Simulasi

Final Estimates of Parameters				
Type	Coef	SE Coef	T-Value	P-Value
AR 1	0,5592	0,0840	6,65	0,000
Constant	-0,0496	0,0998	-0,50	0,620
Mean	-0,113	0,226		

Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square Statistic				
Lag	12	24	36	48
Chi-Square	4,87	13,54	22,61	29,06
DF	10	22	34	46
P-Value	0,899	0,917	0,932	0,976

Lampiran 18. *Output* Signifikansi Parameter MA(1) Simulasi

Final Estimates of Parameters				
Type	Coef	SE Coef	T-Value	P-Value
MA 1	0,5946	0,0814	7,30	0,000
Constant	-0,0544	0,0576	-0,95	0,347
Mean	-0,0544	0,0576		
Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square Statistic				
Lag	12	24	36	48
Chi-Square	5,72	12,26	19,11	24,06
DF	10	22	34	46
P-Value	0,838	0,952	0,981	0,997

Lampiran 19. Surat Pernyataan Pengambilan Data**SURAT PERNYATAAN**

Saya yang bertanda tangan di bawah ini, mahasiswa Departemen Statistika FMKSD ITS:

Nama : Dora Isnaini Putri

NRP : 062116400011

menyatakan bahwa data yang digunakan dalam Tugas Akhir/ ~~Thesis~~ ini merupakan data sekunder yang diambil dari ~~penelitian / buku/ Tugas Akhir/ Thesis/~~ publikasi lainnya yaitu:

Sumber : <https://finance.yahoo.com/>

Keterangan : Data Harian Harga Saham IHSG, BBRI, HDFA
Periode 1 Agustus 2018 s.d. 30 November 2019

Surat Pernyataan ini dibuat dengan sebenarnya. Apabila terdapat pemalsuan data maka saya siap menerima sanksi sesuai aturan yang berlaku.

Mengetahui
Pembimbing Tugas Akhir



(Dr. Suhartono, M.Sc.)
NIP. 19710929 199512 1 001

Surabaya, Januari 2020



(Dora Isnaini Putri)
NRP. 0621164000110

*(coret yang tidak perlu)

(Halaman ini sengaja dikosongkan)

BIODATA PENULIS



Penulis memiliki nama lengkap Dora Isnaini Putri, lahir di Jakarta pada 14 Agustus 1998. Penulis menempuh pendidikan formal di SDN Duren Seribu 04 Depok, SMP IT dan SMA IT Al-Kahfi Bogor. Penulis diterima menjadi Mahasiswa di Departemen Statistika ITS melalui jalur PKM Mandiri pada tahun 2016. Selama menjalani masa perkuliahan, penulis aktif di berbagai organisasi, yaitu menjadi *Staff* Departemen Hubungan Luar HIMASTA-ITS 2017/2018, Asisten Produser Divisi Profil ITS TV 2017/2018, *Staff* Kementerian Inkubator Kajian BEM ITS 2018/2019, Divisi HRM ITS TV 2018/2019, Sekretaris Menteri Kementerian Inkubator Kajian BEM ITS 2019. Penulis juga turut serta dalam kepanitiaan, yaitu Sie Sponsorship pada Acara 3rd ISCO 2017, Penanggung Jawab Regional Bogor dan Sie Sponsorship dalam Acara Pekan Raya Statistika 2018. Pada bulan Juli 2019, penulis melakukan Kerja Praktik di Pusat Data dan Teknologi Informasi Kementerian Energi dan Sumber Daya Mineral. Selain itu, penulis juga memiliki pengalaman keprofesional sebagai *Assistant Cameramen* dalam acara Wisuda ITS ke-115 2017, sebagai *Switcher* pada acara *Live* Kuliah Tamu oleh Dr. TGH Muh. Zainul Majdi, MA. 2018, sebagai *Surveyor* Kawan Sampingan bersama Grab 2018, sebagai *Surveyor* Mata Metro untuk mengetahui Pergeseran Norma Sosial di Surabaya Tahun 2019. Apabila pembaca ingin memberi kritik dan saran serta diskusi mengenai Tugas Akhir ini, dapat menghubungi penulis melalui email doraisnaini@gmail.com atau melalui nomor telepon 08111168098.