



TUGAS AKHIR - KM184801

ESTIMASI PARAMETER DAN PERAMALAN NILAI IMBAL HASIL (*YIELDS*) MENGGUNAKAN METODE FILTER KALMAN-ARIMA

PERSITARINI AYU RAHMAWATI
0611154000088

Dosen Pembimbing
Prof. Dr. Erna Apriliani, M.Si
Dra. Nuri Wahyuningsih, M.Kes

Departemen Matematika
Fakultas Matematika, Komputasi, dan Sains Data
Institut Teknologi Sepuluh Nopember
Surabaya 2019



TUGAS AKHIR - KM184801

**ESTIMASI PARAMETER DAN PERAMALAN NILAI IMBAL
HASIL (*YIELDS*) MENGGUNAKAN METODE FILTER
KALMAN-ARIMA**

**PERSITARINI AYU RAHMAWATI
NRP 06111540000088**

**Dosen Pembimbing
Prof. Dr. Erna Apriliani, M.Si
Dra. Nuri Wahyuningsih, M.Kes**

**Departemen Matematika
Fakultas Matematika Komputasi dan Sains Data
Institut Teknologi Sepuluh Nopember
Surabaya 2019**



FINAL PROJECT - KM184801

***PARAMETERS ESTIMATION AND FORECASTING OF
YIELDS VALUE USING KALMAN FILTER-ARIMA
METHODS***

**PERSITARINI AYU RAHMAWATI
NRP 06111540000088**

**Supervisors
Prof. Dr. Erna Apriliani, M.Si
Dra. Nuri Wahyuningsih, M.Kes**

**Department Of Mathematics
Faculty of Mathematics Computing and Data Science
Institut Teknologi Sepuluh Nopember
Surabaya 2019**

LEMBAR PENGESAHAN

**ESTIMASI PARAMETER DAN PERAMALAN NILAI
IMBAL HASIL (YIELDS) MENGGUNAKAN METODE
FILTER KALMAN-ARIMA**

***PARAMETERS ESTIMATION AND FORECASTING OF
YIELDS VALUE USING KALMAN FILTER-ARIMA
METHODS***

TUGAS AKHIR

Diajukan untuk Memenuhi Salah Satu Syarat
Memperoleh Gelar Sarjana Matematika pada
Bidang Studi Matematika Terapan
Program Studi S-1 Departemen Matematika
Fakultas Matematika, Komputasi, dan Sains Data
Institut Teknologi Sepuluh Nopember Surabaya

Oleh :

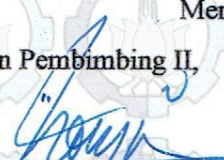
PERSITARINI AYU RAHMAWATI

NRP. 06111540000088

Menyetujui,

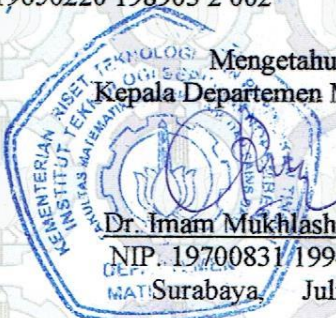
Dosen Pembimbing II,

Dosen Pembimbing I,


Dra. Nuri Wahyuningsih, M.Kes
NIP. 19650220 198903 2 002


Prof. Dr. Erna Apriliani, M.Si
NIP. 19660414 199102 2 001

Mengetahui,
Kepala Departemen Matematika


Dr. Imam Mukhlash, S.Si, MT
NIP. 19700831 199403 1 003

WAT:Surabaya,

Juli 2019

ESTIMASI PARAMETER DAN PERAMALAN NILAI IMBAL HASIL (*YIELDS*) MENGGUNAKAN METODE FILTER KALMAN-ARIMA

Nama : Persitarini Ayu Rahmawati
NRP : 06111540000088
Jurusan : Matematika
Dosen Pembimbing : Prof. Dr. Erna Apriliani, M.Si
Dra. Nuri Wahyuningsih, M.Kes

ABSTRAK

Obligasi memiliki peranan penting dalam perkembangan pasar modal. Salah satu faktor yang menjadi pertimbangan utama investor sebelum berinvestasi obligasi adalah tingkat imbal hasil yang akan diperoleh investor. Analisis yang biasa digunakan oleh para investor untuk menentukan waktu yang tepat dalam pembelian obligasi adalah kurva imbal hasil. *Yields* adalah serangkaian suku bunga yang dikeluarkan berdasarkan waktu jatuh tempo tertentu. Pada penelitian ini *yields* yang akan dibahas adalah *yields to maturity* dengan model kurva *yields* yang ditunjukkan oleh Diebold dan Li. Penentuan nilai *yields* dipengaruhi oleh parameter L , S , dan C yang diestimasi berdasarkan data *yields* menggunakan Filter Kalman. Filter Kalman merupakan suatu metode estimasi variabel keadaan dari sistem dinamik linier diskrit yang dapat digunakan untuk memprediksi satu satuan waktu ke depan. Pada penelitian ini juga akan digunakan metode *Autoregressive Integrated Moving Average* (ARIMA) untuk membantu menganalisa antar jatuh tempo (τ) yang lebih akurat.

Kata kunci : *ARIMA, Filter Kalman, Kurva Imbal Hasil, Suku Bunga, Yields*

“Halaman ini sengaja dikosongkan”

**PARAMETERS ESTIMATION AND FORECASTING OF
YIELDS VALUE USING KALMAN FILTER-ARIMA
METHODS**

Name : Persitarini Ayu Rahmawati
NRP : 0611154000088
Department : Mathematics
Supervisor : Prof. Dr. Erna Apriliani, M.Si
Dra. Nuri Wahyuningsih, M.Kes

ABSTRACT

Obligation has a very important role in the growth of capital market. One of the factor which become a main consideration of the investor before investing at obligation is the yield rate that the investor will get. Commonly used analysis by the investor to determine the right time at purchasing an obligation is the yield curve. Yields is a series of interest rates issued based on certain maturity date. In this research, yields which will be discussed are yields to maturity with the yield curve model shown by Diebold and Li. Determining the yield value influenced by L, S, and C parameter estimated based on yields data using the Kalman Filter. Kalman Filter is a method of estimating the state variables from a discrete linear dynamic system that can be used to predict a unit of time ahead. In this research, the Autoregressive Integrated Moving Average (ARIMA) method will also be used to help analyze the inter-maturity (τ) more accurately.

Keywords : ARIMA, Interest Rate, Kalman Filter, Yield Curve, Yields

“Halaman ini sengaja dikosongkan”

KATA PENGANTAR

Assalamu'alaikum Wr. Wb.

Alhamdulillahirobbil'aalamiin, segala puji syukur bagi Allah SWT yang telah memberikan limpahan rahmat, petunjuk serta hidayah-Nya, sehingga penulis dapat menyelesaikan Tugas Akhir yang berjudul

**“ESTIMASI PARAMETER DAN PERAMALAN NILAI
IMBAL HASIL (*YIELDS*) MENGGUNAKAN METODE
FILTER KALMAN-ARIMA”**

sebagai salah satu syarat kelulusan Program Sarjana Departemen Matematika FMKSD Institut Teknologi Sepuluh Nopember (ITS) Surabaya.

Penulis untuk menyampaikan terima kasih kepada semua pihak yang telah membantu dan mendukung penulis hingga terselesainya Tugas Akhir ini :

1. Orang tua penulis Bapak Tarkib dan Ibu Lamtik, kakak penulis Hesty Ina Aulia, adik-adik penulis M. Ghulam Al-Akibi dan Atika Rihlatun Nisa', serta keluarga besar penulis atas doa dan dukungan yang selalu diberikan kepada penulis.
2. Bapak Dr. Imam Mukhlash, S.Si, MT selaku Kepala Departemen Matematika Institut Teknologi Sepuluh Nopember Surabaya.
3. Ibu Prof. Dr. Erna Apriliani, M.Si dan Ibu Dra. Nuri Wahyuningsih, M.Kes selaku dosen pembimbing atas segala arahan, dukungan, dan motivasinya kepada penulis, sehingga Tugas Akhir ini dapat terselesaikan dengan baik.
4. Ibu Endah Rokhmati Merdika Putri, S.Si, MT, Ph.D, Ibu Dr. Rinurwati, M.Si dan Bapak Wawan Hafid S., M.Si, M.Act.Sc selaku dosen penguji yang memberikan saran dan rekomendasi terhadap Tugas Akhir ini.

5. Bapak Drs. Kamiran, M.Si selaku dosen wali yang telah memberikan nasihat dan arahan selama penulis menempuh perkuliahan di Departemen Matematika ITS.
6. Bapak dan Ibu dosen, seluruh staf Tata Usaha, dan asisten laboratorium Departemen Matematika ITS
7. My Special Successor, Anin, Winda, Arif, Tommy, dan Adit yang selalu memberikan semangat dan dukungan kepada penulis dalam penyelesaian Tugas Akhir ini.
8. Para Sahabat April, Anaze, Lingga, Qori', dan Devia dan sahabat penulis, Corry, Ikaput, Nirw, Isna, Ana, Maul, Nur Sholikhah, Melissa, Githa, Amal, Faris, Nuris, Cindy, Bina, dan Salman Hafidz yang selalu memberikan semangat kepada saya dan mendukung saya selama ini.
9. Para senior berjasa, mas Heri, mas Lana, mba Jeje, mba Fisa, mas Briyan yang selalu membantu penulis dalam penyelesaian Tugas Akhir ini.
10. Teman-teman Matematika ITS 2015 yang selalu memberikan dukungan dan doa kepada penulis.
11. Kementrian Keuangan RI yang telah memberikan saya data dalam penyelesaian Tugas Akhir ini.
12. Seluruh pihak yang telah memberikan saran, dukungan, dan motivasi dalam menyelesaikan Tugas Akhir ini

Penulis menyadari bahwa dalam Tugas Akhir ini masih terdapat kekurangan. Oleh karena itu, kritik dan saran yang bersifat membangun sangat diharapkan oleh penulis. Semoga Tugas Akhir ini dapat bermanfaat bagi penulis dan semua pihak yang berkepentingan.

Wassalamu'alaikum Wr. Wb

Surabaya, Juli 2019

Persitarini Ayu Rahmawati

DAFTAR ISI

	Halaman
HALAMAN JUDUL	i
ABSTRAK	vii
ABSTRACT	ix
DAFTAR ISI	xiii
DAFTAR GAMBAR	xv
DAFTAR TABEL	xix
DAFTAR LAMPIRAN	xxi
BAB I PENDAHULUAN	1
1.1 Latar Belakang.....	1
1.2 Rumusan Masalah.....	4
1.3 Batasan Masalah	4
1.4 Tujuan.....	4
1.5 Manfaat.....	5
1.6 Sistematika Penulisan	5
BAB II TINJAUAN PUSTAKA	7
2.1 Penelitian Terdahulu	7
2.2 Kurva Imbal Hasil (<i>Yields Curve</i>)	9
2.3 Suku Bunga	11
2.4 Model Diebold-Li	11
2.5 Metode Filter Kalman.....	13
2.6 Metode ARIMA.....	16
2.6.1 Identifikasi Stasioneritas Model ARIMA	17
2.6.2 Identifikasi Model ARIMA	19
2.6.3 Penaksiran dan Pengujian Signifikansi Parameter.....	21
2.6.4 <i>Diagnostic Checking</i>	23
2.7 Deteksi <i>Outlier</i>	25
2.8 Pemilihan Model Terbaik	26
2.9 Regresi Linier	26
2.9.1 Estimasi Parameter Model Regresi Linier	29

2.9.2 Pengujian Parameter Model Regresi Linier	29
2.10 Regresi <i>Stepwise</i>	31
BAB III METODE PENELITIAN	33
3.1 Tahapan Penelitian.....	33
3.2 Diagram Alur	36
BAB IV ANALISIS DAN PEMBAHASAN	37
4.1 Estimasi Parameter dengan Filter Kalman.....	37
4.2 Analisis dan Perumusan Model ARIMA	42
4.2.1 Data L, S , dan C Tenor 2 Tahun.....	42
4.2.2 Data L, S , dan C Tenor 5 Tahun.....	57
4.2.3 Data L, S , dan C Tenor 10 Tahun.....	72
4.3 Deteksi <i>Outlier</i> AR(1)	87
4.3.1 Deteksi <i>Outlier</i> pada L, S , dan C Tenor 2 Tahun	87
4.3.2 Deteksi <i>Outlier</i> pada L, S , dan C Tenor 5 Tahun	123
4.3.3 Deteksi <i>Outlier</i> pada L, S , dan C Tenor 10 Tahun ..	160
4.3.4 Peramalan.....	198
4.4 Model Diebold-Li	202
BAB V KESIMPULAN DAN SARAN	209
5.1 Kesimpulan	209
5.2 Saran	211
DAFTAR PUSTAKA.....	213
LAMPIRAN	215
BIODATA PENULIS.....	247

DAFTAR GAMBAR

	Halaman
Gambar 3.1 Metodologi Penelitian	36
Gambar 4.1 Estimasi <i>Yield</i> Kalman Filter 2 Tahun.....	40
Gambar 4.2 Estimasi <i>Yield</i> Kalman Filter 5 Tahun.....	40
Gambar 4.3 Estimasi <i>Yield</i> Kalman Filter 10 Tahun.....	41
Gambar 4.4 Plot <i>Time Series L</i> 2 Tahun.....	43
Gambar 4.5 Box-Cox <i>L</i> 2 Tahun	44
Gambar 4.6 Transformasi(1) Box-Cox <i>L</i> 2 Tahun	44
Gambar 4.7 ACF X_t	45
Gambar 4.8 PACF X_t	45
Gambar 4.9 Plot <i>Time Series S</i> 2 Tahun.....	48
Gambar 4.10 Box-Cox <i>S</i> 2 Tahun	49
Gambar 4.11 Transformasi(1) Box-Cox <i>S</i> 2 Tahun	49
Gambar 4.12 ACF X_t	50
Gambar 4.13 PACF X_t	50
Gambar 4.14 Plot <i>Time Series C</i> 2 Tahun	52
Gambar 4.15 Box-Cox <i>C</i> 2 Tahun.....	53
Gambar 4.16 Transformasi(1) Box-Cox <i>C</i> 2 Tahun.....	54
Gambar 4.17 ACF X_t	55
Gambar 4.18 PACF X_t	55
Gambar 4.19 Plot <i>Time Series L</i> 5 Tahun.....	58
Gambar 4.20 Box-Cox <i>L</i> 5 Tahun	58
Gambar 4.21 Transformasi(1) Box-Cox <i>L</i> 5 Tahun	59
Gambar 4.22 ACF X_t	60
Gambar 4.23 PACF X_t	60
Gambar 4.24 Plot <i>Time Series S</i> 5 Tahun.....	62
Gambar 4.25 Box-Cox <i>S</i> 5 Tahun	63
Gambar 4.26 Transformasi(1) Box-Cox <i>S</i> 5 Tahun	64
Gambar 4.27 ACF X_t	64
Gambar 4.28 PACF X_t	65

Gambar 4.29	Plot <i>Time Series C</i> 5 Tahun	67
Gambar 4.30	Box-Cox <i>C</i> 5 Tahun	68
Gambar 4.31	Transformasi(1) Box-Cox <i>C</i> 5 Tahun	69
Gambar 4.32	ACF X_t	69
Gambar 4.33	PACF X_t	70
Gambar 4.34	Plot <i>Time Series L</i> 10 Tahun	72
Gambar 4.35	Box-Cox <i>L</i> 10 Tahun	73
Gambar 4.36	Transformasi(1) Box-Cox <i>L</i> 10 Tahun	74
Gambar 4.37	ACF X_t	74
Gambar 4.38	PACF X_t	75
Gambar 4.39	Plot <i>Time Series S</i> 10 Tahun	78
Gambar 4.40	Box-Cox <i>S</i> 10 Tahun	78
Gambar 4.41	Transformasi(1) Box-Cox <i>S</i> 10 Tahun	79
Gambar 4.42	ACF X_t	79
Gambar 4.43	PACF X_t	80
Gambar 4.44	Plot <i>Time Series C</i> 10 Tahun	82
Gambar 4.45	Box-Cox <i>C</i> 10 Tahun	83
Gambar 4.46	Transformasi(1) Box-Cox <i>C</i> 10 Tahun	84
Gambar 4.47	ACF X_t	84
Gambar 4.48	PACF X_t	85
Gambar 4.49	<i>Outlier X</i> ₁ <i>L</i> 2 Tahun	87
Gambar 4.50	<i>Outlier X</i> ₂ <i>L</i> 2 Tahun	91
Gambar 4.51	Residual AR(1) dengan Regresi <i>Outlier</i>	100
Gambar 4.52	<i>Outlier X</i> ₁ <i>S</i> 2 Tahun	100
Gambar 4.53	<i>Outlier X</i> ₂ <i>S</i> 2 Tahun	104
Gambar 4.54	Residual AR(1) dengan Regresi <i>Outlier</i>	112
Gambar 4.55	<i>Outlier X</i> ₁ <i>C</i> 2 Tahun	113
Gambar 4.56	<i>Outlier X</i> ₂ <i>C</i> 2 Tahun	116
Gambar 4.57	Residual AR(1) dengan Regresi <i>Outlier</i>	123
Gambar 4.58	<i>Outlier X</i> ₁ <i>L</i> 5 Tahun	124
Gambar 4.59	<i>Outlier X</i> ₂ <i>L</i> 5 Tahun	127

Gambar 4.60	Residual AR(1) dengan Regresi <i>Outlier</i>	135
Gambar 4.61	<i>Outlier</i> X_1 S 5 Tahun	136
Gambar 4.62	<i>Outlier</i> X_2 S 5 Tahun	139
Gambar 4.63	Residual AR(1) dengan Regresi <i>Outlier</i>	148
Gambar 4.64	<i>Outlier</i> X_1 C 5 Tahun.....	148
Gambar 4.65	<i>Outlier</i> X_2 C 5 Tahun.....	151
Gambar 4.66	Residual AR(1) dengan Regresi <i>Outlier</i>	160
Gambar 4.67	<i>Outlier</i> X_1 L 10 Tahun	161
Gambar 4.68	<i>Outlier</i> X_2 L 10 Tahun.....	164
Gambar 4.69	Residual AR(1) dengan Regresi <i>Outlier</i>	173
Gambar 4.70	<i>Outlier</i> X_1 S 10 Tahun	173
Gambar 4.71	<i>Outlier</i> X_2 S 10 Tahun.....	176
Gambar 4.72	Residual AR(1) dengan Regresi <i>Outlier</i>	185
Gambar 4.73	<i>Outlier</i> X_1 C 10 Tahun.....	186
Gambar 4.74	<i>Outlier</i> X_2 C 10 Tahun.....	189
Gambar 4.75	Residual AR(1) dengan Regresi <i>Outlier</i>	197
Gambar 4.76	<i>Yield Curve</i> ARIMA + <i>Outlier</i> 2 Tahun.....	203
Gambar 4.77	<i>Yield Curve</i> ARIMA + <i>Outlier</i> 5 Tahun.....	204
Gambar 4.78	<i>Yield Curve</i> ARIMA + <i>Outlier</i> 10 Tahun.....	204
Gambar 4.79	<i>Yield Curve</i> ARIMA 2 Tahun.....	205
Gambar 4.80	<i>Yield Curve</i> ARIMA 5 Tahun.....	206
Gambar 4.81	<i>Yield Curve</i> ARIMA 10 Tahun.....	206
Gambar 4.82	<i>Yield Curve</i> <i>outsample</i> 2 Tahun.....	207
Gambar 4.83	<i>Yield Curve</i> <i>outsample</i> 5 Tahun.....	207
Gambar 4.84	<i>Yield Curve</i> <i>outsample</i> 10 Tahun.....	208

“Halaman ini sengaja dikosongkan”

DAFTAR TABEL

	Halaman
Tabel 2.1 Transformasi Box-Cox	19
Tabel 2.2 Model Pola ACF dan PACF	20
Tabel 2.3 Tabel ANOVA	31
Tabel 4.1 Nilai awal L, S, C	37
Tabel 4.2 Estimasi Parameter L Tenor 2 Tahun	46
Tabel 4.3 <i>Diagnostic Checking</i> L Tenor 2 Tahun	47
Tabel 4.4 Estimasi Parameter S Tenor 2 Tahun	51
Tabel 4.5 <i>Diagnostic Checking</i> S Tenor 2 Tahun	52
Tabel 4.6 Estimasi Parameter C Tenor 2 Tahun.....	56
Tabel 4.7 <i>Diagnostic Checking</i> C Tenor 2 Tahun.....	57
Tabel 4.8 Estimasi Parameter L Tenor 5 Tahun.....	61
Tabel 4.9 <i>Diagnostic Checking</i> L Tenor 5 Tahun	61
Tabel 4.10 Estimasi Parameter S Tenor 5 Tahun	66
Tabel 4.11 <i>Diagnostic Checking</i> S Tenor 5 Tahun	66
Tabel 4.12 Estimasi Parameter C Tenor 5 Tahun.....	70
Tabel 4.13 <i>Diagnostic Checking</i> C Tenor 5 Tahun.....	71
Tabel 4.14 Estimasi Parameter L Tenor 10 Tahun.....	76
Tabel 4.15 <i>Diagnostic Checking</i> L Tenor 10 Tahun	76
Tabel 4.16 Estimasi Parameter S Tenor 10 Tahun.....	81
Tabel 4.17 <i>Diagnostic Checking</i> S Tenor 10 Tahun	81
Tabel 4.18 Estimasi Parameter C Tenor 10 Tahun.....	86
Tabel 4.19 <i>Diagnostic Checking</i> C Tenor 10 Tahun.....	86
Tabel 4.20 Estimasi Parameter L <i>Yield</i> Tenor 2 Tahun.....	88
Tabel 4.21 Estimasi Parameter L <i>Yield</i> Tenor 2 Tahun.....	91
Tabel 4.22 Estimasi Parameter L <i>Yield</i> Tenor 2 Tahun.....	94
Tabel 4.23 Estimasi Parameter L <i>Yield</i> Tenor 2 Tahun.....	97
Tabel 4.24 Estimasi Parameter S <i>Yield</i> Tenor 2 Tahun.....	101
Tabel 4.25 Estimasi Parameter S <i>Yield</i> Tenor 2 Tahun.....	104
Tabel 4.26 Estimasi Parameter S <i>Yield</i> Tenor 2 Tahun.....	107

Tabel 4.27 Estimasi Parameter <i>S Yield</i> Tenor 2 Tahun	110
Tabel 4.28 Estimasi Parameter <i>C Yield</i> Tenor 2 Tahun.....	113
Tabel 4.29 Estimasi Parameter <i>C Yield</i> Tenor 2 Tahun.....	117
Tabel 4.30 Estimasi Parameter <i>C Yield</i> Tenor 2 Tahun.....	120
Tabel 4.31 Estimasi Parameter <i>L Yield</i> Tenor 5 Tahun	124
Tabel 4.32 Estimasi Parameter <i>L Yield</i> Tenor 5 Tahun	127
Tabel 4.33 Estimasi Parameter <i>L Yield</i> Tenor 5 Tahun	130
Tabel 4.34 Estimasi Parameter <i>L Yield</i> Tenor 5 Tahun	133
Tabel 4.35 Estimasi Parameter <i>S Yield</i> Tenor 5 Tahun	136
Tabel 4.36 Estimasi Parameter <i>S Yield</i> Tenor 5 Tahun	139
Tabel 4.37 Estimasi Parameter <i>S Yield</i> Tenor 5 Tahun	143
Tabel 4.38 Estimasi Parameter <i>S Yield</i> Tenor 5 Tahun	145
Tabel 4.39 Estimasi Parameter <i>C Yield</i> Tenor 5 Tahun.....	149
Tabel 4.40 Estimasi Parameter <i>C Yield</i> Tenor 5 Tahun.....	152
Tabel 4.41 Estimasi Parameter <i>C Yield</i> Tenor 5 Tahun.....	155
Tabel 4.42 Estimasi Parameter <i>C Yield</i> Tenor 5 Tahun.....	158
Tabel 4.43 Estimasi Parameter <i>L Yield</i> Tenor 10 Tahun	161
Tabel 4.44 Estimasi Parameter <i>L Yield</i> Tenor 10 Tahun	164
Tabel 4.45 Estimasi Parameter <i>L Yield</i> Tenor 10 Tahun	168
Tabel 4.46 Estimasi Parameter <i>L Yield</i> Tenor 10 Tahun	170
Tabel 4.47 Estimasi Parameter <i>S Yield</i> Tenor 10 Tahun	174
Tabel 4.48 Estimasi Parameter <i>S Yield</i> Tenor 10 Tahun	177
Tabel 4.49 Estimasi Parameter <i>S Yield</i> Tenor 10 Tahun	180
Tabel 4.50 Estimasi Parameter <i>S Yield</i> Tenor 10 Tahun	183
Tabel 4.51 Estimasi Parameter <i>C Yield</i> Tenor 10 Tahun.....	186
Tabel 4.52 Estimasi Parameter <i>C Yield</i> Tenor 10 Tahun.....	189
Tabel 4.53 Estimasi Parameter <i>C Yield</i> Tenor 10 Tahun.....	192
Tabel 4.54 Estimasi Parameter <i>C Yield</i> Tenor 10 Tahun.....	195

DAFTAR LAMPIRAN

	Halaman
Lampiran 1 Tabel Data Hasil Estimasi Parameter	215
Lampiran 2 Uji Srentak	216
Lampiran 3 Uji Parsial	225
Lampiran 4 Data Hasil Ramalan Nilai L Tenor 2.....	237
Lampiran 5 Data Hasil Ramalan Nilai S Tenor 2.....	238
Lampiran 6 Data Hasil Ramalan Nilai C Tenor 2	239
Lampiran 7 Data Hasil Ramalan Nilai L Tenor 5.....	240
Lampiran 8 Data Hasil Ramalan Nilai S Tenor 5.....	241
Lampiran 9 Data Hasil Ramalan Nilai C Tenor 5	242
Lampiran 10 Data Hasil Ramalan Nilai L Tenor 10.....	243
Lampiran 11 Data Hasil Ramalan Nilai S Tenor 10.....	244
Lampiran 12 Data Hasil Ramalan Nilai C Tenor 10	245

“Halaman ini sengaja dikosongkan”

BAB I

PENDAHULUAN

Pada bab ini dibahas hal-hal yang menjadi latar belakang permasalahan dalam Tugas Akhir ini. Kemudian permasalahan tersebut disusun kedalam suatu rumusan masalah. Selanjutnya dijabarkan batasan masalah untuk memperoleh tujuan serta manfaat. Adapun sistematika penulisan diuraikan pada bagian akhir bab ini.

1.1 Latar Belakang

Seiring perkembangan zaman, investasi menjadi salah satu pilihan masyarakat dalam berbisnis. Salah satu jenis investasi yaitu obligasi. Obligasi merupakan surat utang jangka menengah-panjang yang dapat dipindah-tangankan dan berisi janji dari pihak yang menerbitkan obligasi untuk membayar imbalan berupa bunga pada periode tertentu dan melunasi pokok utang pada waktu yang telah ditentukan oleh pihak pembeli obligasi. Singkatnya, obligasi dapat dipahami sebagai utang uang yang harus dibayarkan oleh debitur kepada kreditur [2].

Di Indonesia, perdagangan obligasi meliputi obligasi negara yang diterbitkan pemerintah Republik Indonesia dan obligasi yang diterbitkan oleh korporasi. Keduanya mempunyai tujuan yang sama yaitu mendapatkan pendanaan berupa hutang yang akan dibayarkan kembali dalam jangka waktu tertentu. Obligasi yang dibahas merupakan jenis obligasi yang diterbitkan oleh pemerintah Republik Indonesia dalam bentuk Surat Berharga Negara (SBN). Surat Berharga Negara ini digunakan oleh pemerintah antara lain untuk membiayai defisit APBN serta menutup kekurangan kas jangka pendek dalam satu tahun anggaran [2].

Hal yang menarik dari investasi obligasi adalah memberikan pendapatan tetap (*fixed income*) berupa kupon, dan ini merupakan ciri utama dari obligasi dimana pemegang obligasi akan mendapatkan suatu pendapatan bunga secara rutin sampai jangka waktu berlakunya obligasi. Selain pendapatan berupa kupon, investasi obligasi juga mendapatkan imbal hasil (*yield*) yang tetap yang akan diperoleh apabila obligasi tersebut dipegang sampai waktu jatuh tempo. *Yield* menggambarkan ekspektasi para investor terhadap pergerakan tingkat suku bunga sesuai kondisi pasar pada waktu tertentu. Oleh karena itu, salah satu faktor penting yang harus diperhatikan investor sebelum berinvestasi obligasi adalah imbal hasil (*yield*) yang diperoleh dari investasinya. Nilai *yield* dari Surat Berharga Negara Obligasi menggambarkan tingkat *return* yang akan diperoleh oleh para investor yang akan berinvestasi pada Surat Berharga Negara dan ekspektasi pasar terhadap Surat Berharga Negara tersebut [2].

Kurva *yields* digunakan oleh para pembuat kebijakan moneter dalam merumuskan kebijakan tingkat suku bunga, penargetan inflasi dan menjaga pertumbuhan ekonomi yang berkelanjutan [1].

Filter Kalman merupakan salah satu estimator yang melakukan estimasi terhadap perubahan state karena gangguan dari *white noise*. Pada penelitian sebelumnya, telah dilakukan penelitian mengenai estimasi parameter dan prediksi nilai *yields* menggunakan algoritma Filter Kalman yang memiliki hasil bahwa nilai *yields* menggunakan Filter Kalman cukup mendekati dengan *yields real* yang diberikan, dengan terdapat gambar grafik yang menjelaskan hasil *error* estimasi nilai *yields* terhadap *yields real* yang diberikan pada setiap bulan dalam waktu jatuh tempo yang sudah ditetapkan [1].

Seiring dengan perkembangan pengetahuan terutama di bidang matematika dan sains data, kita dapat menggunakan metode peramalan untuk meramalkan suatu kejadian dimasa yang akan datang. Banyak metode *time series* yang digunakan untuk memprediksi data inflasi, suku bunga, maupun nilai *yields* diantaranya adalah metode *Vector Autoregression* (VAR), *Structural Vector Autoregression* (SVAR), *Autoregression Integrated Moving Average* (ARIMA), *Space Time Autoregression* (STAR) dan *Generalized Space Time Autoregressive* (GSTAR). Metode ARIMA digunakan untuk meramalkan nilai imbal hasil (*yields*) yang mana parameternya telah diestimasi dengan Filter Kalman, karena ARIMA dinilai lebih mudah diimplementasikan karena proses pencarian model ARIMA yang sederhana.

Pada tahun 1987 diperkenalkan model Nelson Siegel, kemudian pada tahun 1994 Svensson melanjutkan metode Nelson Siegel yang dikenal dengan Model Nelson Siegel Svensson yang menghasilkan estimasi yang bagus untuk kurva *yield* yang dapat diinterpretasikan sebagai *level*, *slope*, dan *curvature*. Akan tetapi, untuk mendapatkan estimasi parameter tersebut terdapat kesulitan karena adanya sifat non-linear pada kurva *yield*. Sehingga suatu pendekatan alternatif dikemukakan oleh Diebold dan Li (2006), yaitu meramalkan kurva *yield* dimana Diebold dan Li melakukan peramalan obligasi pemerintah Amerika dan mengembangkan model Nelson Siegel menjadi Nelson Siegel Dinamik [2].

Pada Tugas Akhir ini dibahas mengenai model Diebold dan Li dengan parameter L , S , dan C akan dilakukan estimasi parameter dengan menggunakan metode Filter Kalman. Metode yang dianggap lebih baik digunakan dalam menganalisa nilai imbal hasil (*yields*) yang ditentukan oleh nilai *white noise* yang terkecil. Selanjutnya dilakukan peramalan pada nilai *Yields* dengan menggunakan model *Autoregressive Integrated Moving Average*

(ARIMA) untuk membantu menganalisa antar jatuh tempo (τ) yang lebih akurat.

1.2 Rumusan Masalah

Berdasarkan uraian latar belakang tersebut, rumusan masalah yang diselesaikan pada Tugas Akhir ini adalah sebagai berikut :

1. Bagaimana model ARIMA L , S , dan C dengan jatuh tempo 2, 5, dan 10 tahun?
2. Bagaimana peramalan *Yields* dengan menggunakan metode Filter Kalman-ARIMA?

1.3 Batasan Masalah

Batasan masalah yang digunakan dalam Tugas Akhir ini antara lain :

1. Data yang digunakan dalam penelitian ini merupakan data primer yaitu data *Yields* SBN (Surat Berharga Negara) Domestik pada periode Januari 2010 sampai September 2017.
2. Jatuh tempo yang diambil adalah jatuh tempo 2 tahun, 5 tahun, dan 10 tahun.
3. Nilai L , S , dan C ditentukan dengan Filter Kalman.
4. Nilai Parameter λ_t sebesar 0.29 yang sesuai dengan Direktorat Jenderal Pengelolaan Pembiayaan dan Resiko Kementerian Keuangan RI.
5. ARIMA digunakan sebagai model peramalan parameter.
6. Imbal Hasil diambil dari model Diebold-Li.

1.4 Tujuan

Tujuan dari penulisan Tugas Akhir ini sebagai berikut :

1. Untuk mendapatkan model ARIMA L , S , dan C dengan jatuh tempo 2, 5, dan 10 tahun.

2. Untuk mendapatkan hasil dari peramalan *Yields* dengan menggunakan metode Filter Kalman-ARIMA.

1.5 Manfaat

Manfaat yang didapat dari penulisan Tugas Akhir ini adalah sebagai berikut :

1. Sebagai suatu bentuk kontribusi dalam pengembangan ilmu matematika di bidang keuangan.
2. Memberikan rujukan mengenai metode estimasi parameter nilai suku bunga (*yields*) dengan menggunakan Filter Kalman di Kementerian Keuangan.
3. Membantu menganalisa pembentukan model parameter L , S , dan C yang telah diestimasi dengan Filter Kalman pada model Diebold-Li dengan menggunakan metode ARIMA.

1.6 Sistematika Penulisan

Penulisan Tugas Akhir ini disusun dalam lima bab, yaitu:

1. BAB I PENDAHULUAN

Bab ini berisi tentang gambaran umum dari penulisan Tugas Akhir yang meliputi latar belakang, rumusan masalah, batasan masalah, tujuan, manfaat, dan sistematika penulisan.

2. BAB II TINJAUAN PUSTAKA

Bab ini berisi tentang teori dasar sebagai pendukung dalam Tugas Akhir ini, yaitu penelitian terdahulu, kurva imbal hasil, suku bunga, model Diebold-Li, metode Filter Kalman, dan cara merumuskan model ARIMA.

3. BAB III METODE PENELITIAN

Pada bab ini dijelaskan tahapan-tahapan dan metode yang digunakan untuk menyelesaikan Tugas Akhir ini.

4. BAB IV ANALISIS DAN PEMBAHASAN

Pada bab ini dibahas mengenai estimasi parameter L , S , dan C (pada jatuh tempo 2 tahun, 5 tahun, dan 10 tahun) dengan menggunakan Filter Kalman sesuai dengan algoritma yang ada. Setelah tahap estimasi parameter L , S , dan C dengan menggunakan algoritma Filter Kalman selesai dan diperoleh data *time series* berupa L , S , dan C yang akan dilakukan pembentukan model ARIMA menggunakan software MATLAB. Pada tahap ini dilakukan analisis data untuk mendapatkan model ARIMA. Langkah pertama yang harus dipenuhi adalah data yang harus stasioner dalam varian dan *mean*. Langkah kedua yaitu analisis nilai ACF dan PACF. Setelah data stasioner, maka akan didapatkan hasil ACF dan PACF data yang dapat digunakan untuk membuat suatu model peramalan. Pada analisis model ARIMA ini keterkaitan antar L , S , dan C tidak dilihat. Setelah itu, bisa dilakukan *forecasting* L , S , dan C dan didapatkan hasil *forecast Yields*.

5. BAB V PENUTUP

Bab ini berisi kesimpulan Tugas Akhir yang diperoleh dari bab pembahasan serta saran untuk pengembangan penelitian selanjutnya.

BAB II

TINJAUAN PUSTAKA

Pada bab ini dibahas teori-teori yang berhubungan dengan permasalahan dalam Tugas Akhir. Teori yang akan dibahas meliputi penelitian terdahulu, pengertian dan bentuk umum serta penjelasan mengenai metode Kalman Filter dan implementasinya untuk mengestimasi parameter model Diebold-Li. Selanjutnya dijelaskan mengenai langkah-langkah dalam merumuskan metode ARIMA.

2.1 Penelitian Terdahulu

Tinjauan pustaka yang digunakan dalam Tugas Akhir ini adalah beberapa penelitian yang relevan dengan tema yang diambil. Penelitian pertama adalah penelitian yang dilakukan oleh Ahmad Maulana Syafii, Egi Setya Nugraha, Ninik Hariati, Jasmir, dan Erna Apriliani pada tahun 2018 dengan judul “Estimasi Parameter Dan Prediksi Harga/Nilai *Yields* Menggunakan Algoritma Filter Kalman”. Dari penelitian ini telah dibahas tentang estimasi parameter dan prediksi harga/nilai *yields* menggunakan algoritma filter kalman, dan diperoleh kesimpulan bahwa berdasarkan analisis dan pembahasan yang telah disajikan didapatkan bahwa algoritma Filter Kalman dapat diimplementasikan pada model kurva imbal hasil (*yield*) untuk mengestimasi *yields* dalam jatuh tempo waktu tertentu. Pada penelitian sebelumnya juga, waktu jatuh tempo yang digunakan ialah 2, 7, dan 15 tahun. Adapun *error* relatif pada estimasi *yields* dalam jatuh tempo 2 tahun, 7 tahun, dan 15 tahun ialah berkisar antara 0,02% hingga 2,3% [1].

Penelitian selanjutnya adalah oleh Meylita Sari pada tahun 2018 dengan judul “Pemodelan Parameter Short Rate (β_2) Pada

Model Diebold-Li Dengan Menggunakan Persamaan Diferensial Stokastik Vasicek” telah diperoleh metode untuk mendapatkan pemodelan parameter *short rate* (β_2) pada model Diebold-Li dengan menggunakan persamaan diferensial stokastik Vasicek adalah dengan implementasi pada model Diebold-Li untuk mendapatkan nilai parameter (β_2), mengkonstruksi persamaan diferensial stokastik Vasicek sehingga didapatkan pemodelan parameter *short rate* (β_2), mendapatkan estimasi parameter η , θ , dan σ dari persamaan diferensial stokastik Vasicek. Kemudian hasil estimasi parameter dari persamaan diferensial stokastik Vasicek disubstitusikan pada pemodelan parameter *short rate* (β_2) pada model Diebold-Li. Sehingga didapatkan pemodelan parameter *short rate* (β_2) pada model Diebold-Li dengan menggunakan persamaan diferensial stokastik Vasicek [2]. Dan juga pada pemodelan tersebut menghasilkan nilai MAPE sebesar 8.65% yang berarti hasil pemodelan tersebut memiliki tingkat akurasi prediksi yang tinggi. Untuk prediksi nilai parameter *short rate* (β_2) Model Diebold-Li bulan April sampai Desember 2018 dengan rata-rata senilai -2.56779 dengan prediksi nilai (β_2) tertinggi senilai -2.08842 dan prediksi nilai (β_2) terendah senilai -2.94063 [2].

Penelitian berikutnya adalah penelitian yang dilakukan oleh Wulan Dwi Puspitasari pada tahun 2018 dengan judul “Estimasi Parameter Model Arima Pada Peramalan Kurva *Yield* Menggunakan Kalman Filter” menjelaskan tentang langkah-langkah perumusan model peramalan kurva *yield* menggunakan Metode ARIMA dan langkah-langkah estimasi parameter metode ARIMA menggunakan Metode Kalman Filter. Hasil dari penelitian yang dilakukan adalah diperoleh model peramalan pada *yield* tenor 1 tahun adalah ARIMA(0,1, [23]) dan dinotasikan sebagai berikut $Y_{1(t)} = Y_{t-1} + \theta_{23}e_{t-23} + e_t$, model peramalan pada *yield* tenor 5

tahun adalah ARIMA(0,1, [1,32]) dan dinotasikan sebagai berikut $Y_{5(t)} = Y_{t-1} + \theta_1 e_{t-1} + \theta_{32} e_{t-32} + e_t$, model peramalan pada *yield* tenor 10 tahun adalah ARIMA(0,1,1) dan dinotasikan sebagai berikut $Y_{10(t)} = Y_{t-1}^* + \theta_1 e_{t-1} + e_t$, dan model peramalan pada *yield* tenor 20 tahun adalah ARIMA(1,1, [7]) dan dinotasikan sebagai berikut $Y_{20(t)} = Y_{t-1}^* + \phi_1 (Y_{t-1}^* - Y_{t-2}^*) - \theta_7 e_{t-7} + e_t$. Dan dengan menggunakan Kalman Filter dalam estimasi parameter model ARIMA diperoleh model peramalan dengan hasil estimasi parameter pada model ARIMA *yield* tenor 1 tahun adalah $\theta_{23} = 0,1996$; hasil estimasi parameter pada model ARIMA *yield* tenor 5 tahun adalah $\theta_1 = -0,9729$ dan $\theta_1 = 0,2907$; hasil estimasi parameter pada model ARIMA *yield* tenor 10 tahun adalah $\theta_1 = -0,8565$; dan hasil estimasi parameter pada model ARIMA *yield* tenor 20 tahun adalah $\phi_1 = 0,2755$ dan $\theta_7 = 0,0552$ [4].

2.2 Kurva Imbal Hasil (*Yields Curve*)

Investasi adalah penanaman modal yang dilakukan oleh investor atas sejumlah dana atau sumber daya lainnya yang dilakukan dengan tujuan untuk memperoleh sejumlah keuntungan di masa yang akan datang. Ada berbagai macam jenis investasi, salah satunya adalah obligasi. Obligasi merupakan surat utang jangka menengah-panjang yang dapat dipindahtangankan dan berisi janji dari pihak yang menerbitkan obligasi untuk membayar imbalan berupa bunga pada periode tertentu dan melunasi pokok utang pada waktu yang ditentukan kepada pihak pembeli obligasi tersebut [4].

Karakteristik obligasi berupa nilai nominal (*face value*), kupon (*interest rate*), jatuh tempo (*maturity*), dan penerbit atau emiten (*issuer*) [4]. Nilai nominal adalah nilai pokok dari suatu obligasi yang akan diterima oleh pemegang obligasi pada saat obligasi tersebut jatuh tempo. Kupon adalah nilai bunga yang

diterima pemegang obligasi secara berkala yang dinyatakan dalam persentase tahunan. Jatuh tempo adalah tanggal dimana pemegang obligasi akan mendapatkan pembayaran kembali nilai pokok atau nilai nominal obligasi yang dimilikinya. Sedangkan penerbit adalah pihak yang mengeluarkan suatu obligasi yang bertanggung jawab untuk membayar kupon secara berkala dan membayar nilai nominal pada saat jatuh tempo kepada pemegang obligasi.

Sebelum memutuskan untuk berinvestasi obligasi, investor perlu melakukan analisis agar investasi tersebut memberikan hasil yang maksimal dan sesuai dengan rencana. Dalam aplikasi praktis, nilai relatif obligasi tidak dapat dilihat dengan membandingkan harga obligasi secara langsung karena nilai obligasi dipengaruhi oleh beberapa faktor antara lain faktor jatuh tempo dan nilai kupon obligasi. Faktor lain yang harus diperhatikan oleh investor adalah *yield*. *Yield* adalah tingkat return yang akan diterima dari investasi. Salah satu ukuran *yield* yang sering digunakan adalah *yield to maturity*. *Yield to maturity* adalah tingkat bunga sebenarnya yang akan diterima investor, dengan asumsi obligasi akan terus dipertahankan sampai waktu jatuh tempo [4]. Hubungan yang menggambarkan hubungan antara *yield to maturity* dengan waktu jatuh tempo adalah kurva *yield*.

Kurva *yield* adalah kurva yang menggambarkan hubungan antara periode waktu jatuh tempo obligasi dengan struktur tingkat bunga [4]. Kurva *yield* merupakan salah satu tools yang bisa digunakan dalam metode valuasi obligasi dimana nilai kurva *yield* dapat memberikan gambaran mengenai ekspektasi pasar terhadap pergerakan tingkat suku bunga sesuai dengan kondisi pasar yang terjadi pada waktu tertentu. Bentuk kurva *yield* akan selalu berubah sesuai dengan pergerakan harga di pasar.

2.3 Suku Bunga

Suku bunga adalah penghasilan yang diperoleh oleh orang-orang yang memberikan kelebihan uangnya atau surplus spending units untuk digunakan sementara waktu oleh orang-orang yang membutuhkan dan menggunakan uang tersebut untuk menutupi kekurangannya atau *deficit spending units* [3].

Dendawijaya (2006:103) tingkat suku bunga merupakan salah satu *instrument* konvensional untuk mengendalikan laju inflasi, dimana inflasi yang tinggi akan menyebabkan menurunnya profitabilitas suatu perusahaan. Suku bunga dibedakan menjadi dua macam yaitu suku bunga nominal adalah tingkat bunga yang dapat dilihat diamati dalam pasar, dan suku bunga riil adalah konsep mengukur tingkat bunga setelah suku bunga nominal dikurangi dengan laju inflasi yang diharapkan [8].

Sedangkan menurut Kasmir (2010:40) menjelaskan suku bunga adalah bunga yang diberikan kepada para peminjam atau nasabah atas harga yang harus dibayar kepada pihak bank. Faktor yang mempengaruhi penetapan tingkat suku bunga yaitu: kebutuhan dana, jangka waktu, target laba yang diinginkan, kualitas jaminan, kebijaksanaan pemerintah, reputasi perusahaan, hubungan baik, dan produk yang kompetitif [8].

2.4 Model Diebold-Li

Model Nelson Siegel (1987) menjelaskan mengenai penjelasan fungsi parameter dalam menentukan estimasi untuk *yield curve*. Sehingga estimasi model tersebut menjadi eksibel serta dapat menjelaskan kurva dalam bentuk berbeda. Kemudian menurut Diebold dan Li (2006) menginterpretasikan model Nelson Siegel menjadi Model Dinamik Nelson Siegel [2].

Pada Tugas Akhir ini digunakan model dinamis kurva hasil Nelson Siegel yang diperkenalkan oleh Francis X. Diebold dimana

terdapat parameter tingkat laten, kemiringan dan kelengkungan kurva sebagai berikut:

$$y_t(\tau) = L_t + S_t \left(\frac{1 - \exp^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} \right) + C_t \left(\frac{1 - \exp^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} - \exp^{-\lambda\tau} \right) \quad (2.1)$$

dimana $y_t(\tau)$ adalah hasil dari *yields* dengan jatuh tempo waktu. Sedangkan L_t, S_t , dan C_t adalah tiga faktor laten mikro ekonomi yang bervariasi dan $\lambda\tau$ adalah tingkat peluruhan eksponensial yang bertanggung jawab untuk menyesuaikan kurva imbal hasil pada jatuh tempo yang berbeda.

Ciri utama dari model Nelson-Siegel dinamis adalah bahwa faktor laten L_t, S_t , dan C_t dapat diartikan sebagai tingkat, kemiringan dan kelengkungan kurva hasil. Peningkatan L_t meningkatkan semua hasil dengan jumlah yang sama. Dengan demikian, L_t menentukan tingkat kurva imbal hasil. Sebaliknya, S_t terkait dengan kemiringan kurva hasil, karena perubahan S_t menyebabkan perubahan yang tidak sama dalam hasil jangka pendek dan panjang. Sedangkan, peningkatan C_t meningkatkan hasil jangka menengah lebih baik dari hasil jangka pendek atau panjang, yang berarti bahwa C_t mempengaruhi kelengkungan kurva hasil [1].

Jika L_t, S_t , dan C_t bergerak secara dinamis, maka dapat dibentuk ruang keadaan dinamis sebagai berikut [1]:

$$\begin{pmatrix} L \\ S \\ C \end{pmatrix}_{t+1} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} L \\ S \\ C \end{pmatrix}_t + \begin{pmatrix} \eta_t(L) \\ \eta_t(S) \\ \eta_t(C) \end{pmatrix} \quad (2.2)$$

dengan η adalah *noise* untuk variabel S, L , dan C . Untuk banyaknya n jatuh tempo, maka persamaan (2.1) berubah menjadi [1] :

$$\begin{pmatrix} y_t(\tau_1) \\ y_t(\tau_2) \\ \vdots \\ y_t(\tau_n) \end{pmatrix}_{t+1} = \begin{pmatrix} 1 & \frac{1-\exp^{-\lambda\tau_1}}{\lambda\tau_1} & \frac{1-\exp^{-\lambda\tau_1}}{\lambda\tau_1} - \exp^{-\lambda\tau_1} \\ 1 & \frac{1-\exp^{-\lambda\tau_2}}{\lambda\tau_2} & \frac{1-\exp^{-\lambda\tau_2}}{\lambda\tau_2} - \exp^{-\lambda\tau_2} \\ \vdots & \vdots & \vdots \\ 1 & \frac{1-\exp^{-\lambda\tau_n}}{\lambda\tau_n} & \frac{1-\exp^{-\lambda\tau_n}}{\lambda\tau_n} - \exp^{-\lambda\tau_n} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} L_t \\ S_t \\ C_t \end{pmatrix}_t + \begin{pmatrix} \epsilon_t(\tau_1) \\ \epsilon_t(\tau_2) \\ \vdots \\ \epsilon_t(\tau_n) \end{pmatrix} \quad (2.3)$$

Sehingga dari persamaan (2.2) dan (2.3) dapat dituliskan dalam ruang keadaan sistem sebagai berikut :

$$\begin{aligned} X_{t+1} &= AX_t + \eta_t \\ y_t &= HX_t + \epsilon_t \end{aligned}$$

dimana $\eta_t \sim N(0, Q)$ dan $\epsilon_t \sim N(0, R)$ adalah *white noise* dari model sistem dan pengukuran.

2.5 Metode Filter Kalman

Secara dasar Filter Kalman adalah sebuah estimator. Filter Kalman melakukan estimasi terhadap perubahan *state* karena gangguan dari *white noise*. Kata "filter" berarti metode ini melakukan filter terhadap gangguan *noise* pada sistem. Jadi tujuan digunakannya Filter Kalman pada sistem kontrol adalah untuk melakukan estimasi terhadap *state* pada sistem [4].

Filter Kalman sudah mulai digunakan lebih dari 50 tahun yang lalu, namun masih menjadi salah satu algoritma yang paling

penting di masa sekarang. Filter Kalman diambil dari nama penemunya, yaitu Rudolf E. Kalman [4].

Kalman Filter mengestimasi suatu proses dengan menggunakan *feedback* yang berulang. Persamaan pada Kalman Filter dibagi dalam dua tahap yaitu persamaan pembaruan waktu (*time update*) dan persamaan pembaruan pengukuran (*measurement update*). Persamaan pembaharuan waktu yang ada akan digunakan untuk memproyeksikan (dalam waktu) keadaan saat ini dan estimasi kovarians errornya untuk mendapatkan estimasi *priori* untuk langkah selanjutnya. Selanjutnya persamaan pengukuran yang diperbarui akan digunakan untuk umpan balik, seperti halnya menggabungkan pengukuran baru ke dalam estimasi *apriori* untuk mendapatkan peningkatan estimasi *priori*. Persamaan pembaruan waktu juga dapat disebut sebagai prediksi, sedangkan persamaan pembaruan pengukuran sebagai koreksi [4].

Algoritma Filter Kalman yang terdiri dari 4 bagian. Bagian pertama memberikan suatu model sistem dan model pengukuran. Bagian kedua memberikan nilai awal (inisialisasi). Bagian ketiga merupakan tahap prediksi dan keempat adalah tahap koreksi. Namun secara umum Filter Kalman hanya terdiri dari 2 tahap yaitu tahap prediksi dan tahap koreksi [4].

Pada Filter Kalman, estimasi dilakukan dengan dua tahapan, yaitu tahap prediksi (*time update*) dan tahap koreksi (*measurement update*). Tahap prediksi (*time update*) memprediksi variabel keadaan berdasarkan sistem dinamik dengan menggunakan persamaan estimasi variabel keadaan. Tingkat akurasi dihitung menggunakan persamaan kovariansi *error*.

Sedangkan tahap koreksi (*measurement update*) mengoreksi variabel keadaan terhadap data-data pengukuran untuk memperbaiki hasil estimasi. Pada tahap koreksi, hasil estimasi variabel keadaan yang diperoleh pada tahap prediksi dikoreksi

menggunakan data pengukuran. Salah satu bagian dari tahap ini yaitu menentukan matriks Kalman Gain yang digunakan untuk meminimumkan kovariansi *error*.

Secara umum algoritma Filter Kalman untuk sistem dinamik linear waktu diskrit dapat dinyatakan sebagai berikut [4] :

1. Model Sistem dan Model Pengukuran :

- Model Sistem :

$$x_{t+1} = A_t x_t + B_t u_t + G_t w_t \quad (2.4)$$

- Model Pengukuran :

$$z_t = H_t x_t + v_t \quad (2.5)$$

- Dengan asumsi :

$$x_0 \sim N(\bar{x}_0, P_{x_0}), \quad w_t \sim N(0, Q_t), \quad v_t \sim N(0, R_t)$$

2. Inisialisasi :

$$P(0) = P x_0$$

$$\hat{x}_0 = \bar{x}_0$$

3. Tahap Prediksi :

- Kovarian Error :

$$\bar{P}_{t+1} = A_t P_t A_t^T + G_t Q_t G_t^T$$

- Model Pengukuran :

$$\bar{x}_{t+1} = A_t \hat{x}_t + B_t u_t$$

4. Tahap Koreksi :

- Kalman Gain :

$$K_{t+1} = \bar{P}_{t+1} H_{t+1}^T (H_{t+1} \bar{P}_{t+1} H_{t+1}^T + R_{t+1})^{-1}$$

- Model Pengukuran :

$$P_{t+1} = [I - K_{t+1} H_{t+1}] \bar{P}_{t+1}$$

- Estimasi :

$$\hat{x}_{t+1} = \bar{x}_{t+1} + K_{t+1} [z_{t+1} - H_{t+1} \bar{x}_{t+1}]$$

dengan,

- x_t : variabel keadaan sistem pada waktu ke t yang nilai estimasi awalnya adalah $\hat{x}_0$ dan kovarian awal Px_0
- u_t : variabel input deterministik pada waktu ke t
- w_t : *noise* pada model sistem
- v_t : *noise* pada model pengukuran
- z_k : variabel pengukuran
- H : matriks koefisien model pengukuran dengan ukuran $p \times n$
- A : matriks koefisien model sistem dengan ukuran $n \times n$
- G : matriks koefisien *noise* sistem dengan ukuran $n \times l$

Tahap prediksi dan tahap koreksi dilakukan dengan cara meminimumkan kovariansi kesalahan estimasi $x_t - \hat{x}_t$. Dengan x_t merupakan variabel keadaan sebenarnya dan $\hat{x}_t$ merupakan estimasi dari variabel keadaan.

2.6 Metode ARIMA

ARIMA (*Autoregressive Integrated Moving Average*) yaitu salah satu model yang digunakan dalam peramalan *time series* yang bersifat non stasioner. Secara umum model ARIMA(p,d,q) ditulis sebagai berikut [5].

$$\phi_p(B)(1 - B)^d Y_t = \theta_q(B)e_t$$

dengan,

- Y_t : data ke t
- B : operator *back shift*
- ϕ_p : parameter *autoregressive* ke p
- θ_q : parameter *moving average* ke q
- e_t : nilai residual ke t

Model yang umum digunakan dalam ARIMA Box-Jenkins adalah model AR (*autoregressive*), MA (*moving average*), dan ARMA (*autoregressive-moving average*). Model-model tersebut dibuat dan diperkenalkan oleh George Box dan Gwilym Jenkins dalam bukunya mengenai *time series*. Model-model tersebut juga merupakan teori fundamental dan merupakan aplikasi umum pada *time series*.

Secara umum model AR(p) dapat dilihat pada persamaan sebagai berikut :

$$\begin{aligned}\phi_p(B)(Y_t) &= e_t \\ \phi_p(B) &= 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p\end{aligned}\tag{2.6}$$

dengan,

Y_t : data ke t

B : operator *back shift*

ϕ_p : parameter *autoregressive* ke p

e_t : nilai residual ke t

2.6.1 Identifikasi Stasioneritas Model ARIMA

Suatu data *time series* Y_t bersifat stasioner dalam *mean* dan varians, maka *mean* dan varians tidak dipengaruhi oleh waktu pengamatan, dengan demikian,

Mean dari Y_t :

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

Varians dari Y_t :

$$E(Y_t - \mu)^2 = E(Y_{t+k} - \mu)^2 = \sigma^2$$

Auto kovarians merupakan kovarian antara Y_t dan Y_{t+k}

$$\text{Cov}(Y_t, Y_{t+k}) = E[(Y_t - \mu)(Y_{t+k} - \mu)] = \gamma_k$$

Pada sembarang nilai t dan k , dimana k adalah *time lag*.

Suatu *time series* Y_t dikatakan tidak stasioner terhadap varians, jika Y_t berubah sejalan dengan perubahan level varians.

Data *time series* dikatakan stasioner dalam varian jika varian dari data bernilai konstan. Kestasioneran data dapat dilihat pada transformasi Box-Cox dengan persamaan sebagai berikut

$$T(\lambda) = \begin{cases} \frac{(Y_t^\lambda - 1)}{\lambda} & \text{dengan } \lambda \neq 0 \\ \ln(Y_t) & \text{dengan } \lambda = 0 \end{cases}$$

Transformasi Box-Cox adalah transformasi pangkat oleh λ pada variabel tak bebas Y sehingga transformasinya menjadi Y^λ , dimana λ adalah parameter yang perlu diduga. Nilai λ beserta aturan pada Tabel Transformasi Box-Cox. Tabel transformasi Box-Cox dapat dilihat pada Tabel 2.1.

Pengecekan stasioneritas data pengamatan pada *mean* secara umum dapat dilihat dari plot *Autocorrelation Function* (ACF). Jika suatu data *time series nonstasioner* maka data tersebut dapat dibuat mendekati stasioner dengan melakukan *differencing* orde pertama dari data. Rumus untuk differencing orde pertama yaitu :

$$B^d Y_t = Y_{t-d}$$

Tabel 2.1 Transformasi Box-Cox

Nilai λ	Transformasi Box-Cox
-1.0	$\frac{1}{Y_t}$
-0.5	$\frac{1}{\sqrt{Y_t}}$
0	$\ln(Y_t)$
0.5	$\sqrt{Y_t}$
1.0	Y_t tidak ada transformasi

2.6.2 Identifikasi Model ARIMA

Dalam identifikasi model ARIMA dilakukan dengan melihat plot (*autocorrelation function*) ACF dan (*partial autocorrelation function*) PACF. ACF merupakan suatu hubungan linier antara pengamatan Y_t dengan pengamatan Y_{t-k} [5].

Fungsi autokorelasi dihitung berdasarkan sampel data dapat diltulis sebagai berikut [5]:

$$\hat{\rho}_k = \frac{\sum_{t=1}^{n-k} (Y_t - \bar{Y})(Y_{t+k} - \bar{Y})}{\sum_{t=1}^n (Y_t - \bar{Y})^2}, k = 1, 2, \dots, n$$

dengan,

$\hat{\rho}_k$: autokorelasi pada lag ke k

Y_t : data ke t

$\bar{Y}$: nilai rata-rata Y_t

n : jumlah data

PACF digunakan untuk menunjukkan besarnya hubungan antar nilai variabel yang sama, dengan menganggap pengaruh dari semua kelambatan waktu yang lain adalah konstan [5].

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

dengan,

$\hat{\rho}_k$: autokorelasi pada lag ke k

$\hat{\phi}_k$: autokorelasi parsial pada lag ke k

dan

$$\hat{\phi}_{k+1,j} = \hat{\phi}_{k,j} - \hat{\phi}_{k+1,k+1} \hat{\phi}_{k,k+1-j},$$

Dalam memilih dan menetapkan orde dari AR(p) dan orde dari MA(q) dapat ditetapkan dengan mengamati pola ACF dan PACF dengan acuan seperti pada Tabel 2.2.

Tabel 2.2 Model Pola ACF dan PACF

Model	Pola ACF	Pola PACF
AR(p) atau ARIMA($p, 0, 0$)	Menyusut secara eksponensial atau pola gelombang sinusoidal yang tidak begitu jelas	Ada bar sampai lag p
MA(q) atau ARIMA($0, 0, q$)	Ada bar yang jelas sampai lag q	Menyusut secara eksponensial
ARIMA(p, d, q)	Menyusut secara eksponensial	Menyusut secara eksponensial

2.6.3 Penaksiran dan Pengujian Signifikansi Parameter

Pada tahap penaksiran dan pengujian parameter, akan ditentukan parameter model AR dan MA. Untuk penaksiran parameter model ARIMA dapat dilakukan dengan metode *Maximum Likelihood*.

Metode kemungkinan maksimum (*Maximum Likelihood Estimation*) adalah metode yang digunakan untuk menduga parameter dengan memaksimumkan fungsi kemungkinan yang dibentuk dari fungsi peluang bersama suatu peubah acak. Fungsi kemungkinan (*likelihood*) dilambangkan dengan $L(\theta)$. Jika $X_1, X_2, X_3, \dots, X_n$ merupakan peubah acak dari $f(x_i, \theta)$, maka:

$$L(\theta) = f(x_1, \theta), f(x_2, \theta) \dots f(x_n, \theta)$$

$$L(\theta) = \prod_{i=1}^n f(x_i, \theta)$$

dengan,

$L(\theta)$: fungsi *likelihood*

$f(x_n, \theta)$: fungsi kepadatan peluang

Dalam penelitian ini metode MLE digunakan untuk mengestimasi parameter model ARIMA. Contoh pada model ARIMA (1,0,0) dinotasikan sebagai berikut :

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + e_t ; \text{dimana } e_t \sim N(0, \sigma_e^2)$$

Sehingga diperoleh fungsi likelihood untuk model ARIMA (1,0,0) yaitu :

$$L(\phi_1, \sigma_e^2) = (2\pi\sigma_e^2)^{-\frac{n}{2}} \exp\left(-\frac{1}{2\sigma_e^2} \sum_{t=1}^n (Y_t - \phi_1 Y_{t-1})^2\right)$$

Selanjutnya untuk memperoleh penduga kemungkinan maksimum dilakukan dengan menurunkan fungsi *likelihood* terhadap parameter ϕ_1 dan σ_e^2 dimana $\frac{\partial L}{\partial \phi_1} = 0$ dan $\frac{\partial L}{\partial \sigma_e^2} = 0$.

Fungsi *likelihood* $L(\theta)$ dikatakan maksimum jika $\frac{\partial^2 L(\theta)}{\partial \theta^2} < 0$. Umumnya untuk mempermudah perhitungan secara matematis akan digunakan fungsi *log-likelihood* :

$$\ln L(\theta) = \sum_{i=1}^n \ln f(x_i, \theta)$$

Setelah diperoleh nilai estimasi dari masing-masing parameter kemudian dilakukan pengujian signifikansi parameter untuk mengetahui apakah model sudah layak atau belum untuk digunakan.

Untuk pengujian signifikansi parameter menggunakan uji-t student. Misalnya β adalah suatu parameter pada model ARIMA (mencakup ϕ dan θ) dan $\hat{\beta}$ adalah estimasi dari β maka pengujian signifikansi parameter dapat dinyatakan sebagai berikut [7].

Hipotesis :

$H_0: \beta = 0$ (Parameter model tidak signifikan)

$H_1: \beta \neq 0$ (Parameter model signifikan)

Statistik Uji :

$$t_{hitung} = \frac{\hat{\beta}}{SE(\hat{\beta})} \text{ untuk } SE(\hat{\beta}) \neq 0 \quad (2.7)$$

dengan,

$\hat{\beta}$: parameter hasil estimasi

$SE(\hat{\beta})$: *standart error* estimasi parameter

Kriteria Pengujian :

H_0 akan ditolak apabila nilai statistik uji $|t_{hitung, i}| > t_{\frac{\alpha}{2}, (n-1)}$ atau sehingga yang berarti bahwa parameter model signifikan, dengan n adalah jumlah data dan α adalah taraf signifikan.

2.6.4 Diagnostic Checking

Diagnostic checking digunakan untuk meyakinkan bahwa model ARIMA yang yang diperoleh sudah cukup memadai. Salah satu cara melakukan *diagnostic checking* adalah dengan menggunakan uji asumsi residual *white noise*, uji normalitas, dan *overfitting*.

a. White Noise

Pada model ARIMA residual yang diperoleh harus memenuhi asumsi yaitu *white noise*. Pengujian *white noise* dilakukan dengan menggunakan hipotesis [5].

Hipotesis :

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

$H_1 : \text{Minimal ada satu } \rho_k \neq 0 \text{ dengan } k = 1, 2, \dots, K$ (residual tidak memenuhi syarat *white noise*)

Statistik Uji :

$$Q = n(n+2) \sum_{k=1}^K \frac{\hat{\rho}_k^2}{(n-k)} \quad (2.8)$$

dengan,

K : lag maksimum

n : jumlah data

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

Kriteria Pengujian :

H_0 akan ditolak apabila nilai statistik uji $Q > \chi^2_{\alpha, K-p-q}$, sehingga sehingga residual memenuhi syarat *white-noise*, dengan α adalah

taraf signifikan, K adalah *lag* maksimum, p adalah orde dari AR, dan q adalah orde dari MA.

b. Normalitas Residual

Uji asumsi normalitas residual dapat dilakukan dengan uji Kolmogrov-Smirnov [6].

Hipotesa :

$H_0 : F(x) = F_0(x)$ (residual berdistribusi normal)

$H_1 : F(x) \neq F_0(x)$ (residual tidak berdistribusi normal)

Statistik Uji :

$$D_{hitung} = \sup |S(x) - F_0(x)| \quad (2.9)$$

dengan,

D_{hitung} : deviasi maksimum

$\sup$: nilai supremum dari selisih mutlak $S(x)$ dan $F_0(x)$

$S(x)$: fungsi distribusi komulatif dari data sampel

$F_0(x)$: fungsi peluang komulatif berdistribusi normal atau fungsi yang dihipotesiskan

Kriteria Pengujian :

H_0 akan ditolak apabila nilai statistik uji $D_{hitung} > D_{1-\alpha, n}$, sehingga residual memenuhi syarat normalitas dengan α adalah taraf signifikan dan n adalah jumlah data.

c. Overfitting

Salah satu prosedur pemeriksaan diagnosis yang dikemukakan oleh Box-Jenkins adalah *overfitting*, yakni dengan menambah satu atau lebih parameter kedalam model yang dihasilkan pada tahap identifikasi. Model yang dihasilkan dari proses *overfitting* dijadikan sebagai model alternatif yang

kemudian dicari model yang terbaik diantara model model yang signifikan.

2.7 Deteksi *Outlier*

Pada data *time-series* sering dijumpai data residual yang tidak berdistribusi normal. Hal ini menyebabkan peramalan dengan menggunakan metode ARIMA memberikan hasil ramalan yang bias. Hal ini menunjukan perlunya dilakukan deteksi *outlier* pada residual ARIMA sehingga model ARIMA memenuhi semua uji asumsi yang dibutuhkan dengan persamaan yang diberikan sebagai berikut [5].

$$x_i(t) = \begin{cases} 1; t: \text{terjadi } outlier \\ 0; t: \text{yang lain} \end{cases} \quad (2.10)$$

Sehingga persamaan model peramalan menjadi sebagai berikut.

$$\phi_p(B)(1-B)^d Y_t = \theta_q(B)e_t + \beta_i x_i(t) \quad (2.11)$$

dengan,

Y_t : data ke t

B : operator *back shift*

ϕ_p : parameter *autoregressive* ke p

θ_q : parameter *autoregressive* ke q

β_i : parameter regresi ke $i, i = 1, 2, 3, \dots$

x_i : outlier ke $i, i = 1, 2, 3, \dots$

e_t : nilai residual ke t

Dengan penambahan variabel *outlier* berupa x_i sampai mendapatkan residual yang diinginkan yaitu sampai residual memenuhi asumsi normalitas.

2.8 Pemilihan Model Terbaik

Pemilihan model terbaik melalui MAPE (*Mean Absolute Percentage Residual*). Semakin kecil nilai MAPE maka model tersebut akan semakin baik untuk digunakan. Berikut ini merupakan rumus memperoleh MAPE.

$$MAPE = \frac{\sum_{t=1}^n \left| \frac{Y_t - \hat{Y}_t}{Y_t} \right|}{n} \times 100\% \quad (2.11)$$

dengan,

n : banyaknya data

Y_t : data pada waktu ke t

$\hat{Y}_t$: data ramalan pada waktu ke t

2.9 Regresi Linier

Pemilihan model terbaik Analisis regresi merupakan salah satu teknik analisis data dalam statistika yang seringkali digunakan untuk mengkaji hubungan antara beberapa variabel dan meramal suatu variabel [7].

Dalam mengkaji hubungan antara beberapa variabel menggunakan analisis regresi, terlebih dahulu penulis menentukan satu variabel yang disebut dengan variabel respon dan satu atau lebih variabel prediktor. Jika ingin dikaji hubungan atau pengaruh satu variabel prediktor terhadap variabel respon, maka model regresi yang digunakan adalah model regresi linier sederhana dengan $x_1, x_2, x_3, \dots, x_n$ adalah variabel prediktor dan y adalah variabel respon atau terikat, maka hubungan fungsional antara x dan y secara matematis dapat ditulis dengan $y = f(x_1, x_2, x_3, \dots, x_n)$ [6].

Regresi dengan satu variabel prediktor disebut juga dengan regresi sederhana dengan model regresinya adalah :

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \varepsilon_i ; i = 1, 2, \dots, n ; \varepsilon_i \overset{IID}{\sim} N(0, \sigma_e^2) \quad (2.12)$$

dengan,

Y_i : variabel respon amatan ke- i

β_0, β_1 : parameter model

x_{1i} : variabel prediktor ke-1 amatan ke- i

ε_i : nilai residual ke- i

Untuk mendapatkan model regresi linier sederhana dapat diperoleh dengan melakukan estimasi terhadap parameter-parameternya menggunakan metode tertentu. Adapun metode yang dapat digunakan untuk mengestimasi parameter model regresi linier sederhana maupun model regresi linier berganda adalah dengan metode kuadrat terkecil (*ordinary least square*/OLS) dan metode kemungkinan maksimum (*maximum likelihood estimation*/MLE) [7].

Bentuk umum model regresi linier sederhana dengan k variabel prediktor adalah seperti pada persamaan berikut [6].

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \dots + \beta_k X_{ki} + \varepsilon_i ; i = 1, 2, \dots, n \quad (2.13)$$

$$\varepsilon_i \overset{IID}{\sim} N(0, \sigma_e^2)$$

Sehingga Y_i dapat ditaksir $\hat{Y}_i$

$$\hat{Y}_i = b_0 + b_1 x_{1i} + b_2 x_{2i} + \dots + b_k x_{ki} \quad (2.14)$$

Dengan bentuk matriks dapat ditulis :

$$\mathbf{Y}_{n+1} = \mathbf{X}_{n \times (k+1)} \boldsymbol{\beta}_{(k+1) \times 1} + \boldsymbol{\varepsilon}_{n \times 1}$$

dengan,

$$\mathbf{Y} = \begin{bmatrix} \hat{Y}_1 \\ \hat{Y}_2 \\ \vdots \\ \hat{Y}_n \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{X} = \begin{bmatrix} 1 & X_{11} & \cdots & X_{1k} \\ 1 & X_{21} & \cdots & X_{2k} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 1 & X_{n1} & \cdots & X_{nk} \end{bmatrix}$$

$$\boldsymbol{\beta} = \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_k \end{bmatrix}$$

$$\boldsymbol{\varepsilon} = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}$$

dengan,

$\mathbf{Y}$: vektor variabel respon

$\mathbf{X}$: matriks variabel prediktor

$\boldsymbol{\beta}$: parameter

$\boldsymbol{\varepsilon}$: nilai residual

k : banyaknya variabel prediktor

n : jumlah data

2.9.1 Estimasi Parameter Model Regresi Linier

Estimasi parameter ini bertujuan untuk mendapatkan model regresi linier yang akan digunakan dalam analisis. Pada materi pelatihan ini, metode yang digunakan untuk mengestimasi parameter model regresi linier adalah metode kuadrat terkecil atau sering juga disebut dengan metode *Ordinary Least Square* (OLS).

Metode OLS ini bertujuan meminimumkan jumlah kuadrat error. Berdasarkan persamaan dapat diperoleh penaksir (estimator) OLS untuk β adalah sebagai berikut [7] :

$$\begin{aligned} Y &= X\hat{\beta} + \varepsilon ; \varepsilon \approx 0 \\ Y &= X\hat{\beta} \\ X'Y &= X'X\hat{\beta} \\ (X'X)^{-1}X'Y &= (X'X)^{-1}X'X\hat{\beta} \\ (X'X)^{-1}X'Y &= \hat{\beta} \end{aligned}$$

Sehingga diperoleh persamaan

$$\hat{\beta} = (X'X)^{-1}X'Y \quad (2.15)$$

2.9.2 Pengujian Parameter Model Regresi Linier

Pengujian parameter ini bertujuan untuk mengetahui ada atau tidaknya pengaruh variabel prediktor terhadap variabel respon, baik secara serentak maupun secara parsial.

Pengujian parameter secara serentak (simultan) adalah sebagai berikut [6] :

Hipotesis :

$H_0: \beta_0 = \beta_1 = \dots = \beta_k = 0$; (dengan j adalah banyaknya parameter)

$H_1: \text{ada } \beta_j \neq 0$; (dengan j adalah parameter ke-0 sampai ke- j)

Uji statistik :

$$F_{hitung} = \frac{MSR}{MSE} \quad (2.16)$$

Dengan nilai MSR (*Mean Square due to Regression*) dan MSE (*Mean Square due to Error*) dapat dilihat pada Tabel 2.3

Kriteria Pengujian :

H_0 akan ditolak apabila nilai statistik uji $F_{hitung} > F_{\alpha, k, (n-k-1)}$, sehingga semua variabel prediktor berpengaruh signifikan terhadap variabel respon, dengan α adalah taraf signifikan, n adalah jumlah data, dan k adalah banyaknya variabel prediktor.

Prosedur pengujian parameter secara parsial adalah sebagai berikut.

Hipotesis :

$$H_0: \beta_j = 0$$

$$H_1: \beta_j \neq 0$$

Uji statistik :

$$t_{hitung} = \frac{\beta_j}{SE(\beta_j)} \quad (2.17)$$

dengan,

β_j : parameter ke- j

$SE(\beta_j)$: standart residual parameter ke- j

Kriteria Pengujian :

H_0 akan ditolak apabila nilai statistik uji $|t_{hitung}| > t_{\alpha/2, (n-k-1)}$, sehingga variabel prediktor berpengaruh signifikan terhadap

variabel respon, dengan α adalah taraf signifikan, n adalah jumlah data, dan k adalah banyaknya variabel prediktor.

Tabel 2.3 Tabel ANOVA

Sumber Variasi	Df	SS	MS
Regresi	k	$\begin{aligned} SSR &= \boldsymbol{\beta}'\mathbf{X}'\mathbf{Y} \\ &- \left(\frac{1}{n}\right)\mathbf{Y}'\mathbf{I}\mathbf{Y} \end{aligned}$	$MSR = \frac{SSR}{k}$
Residual	$n - k - 1$	$\begin{aligned} SSE &= \mathbf{Y}'\mathbf{Y} - \boldsymbol{\beta}'\mathbf{X}'\mathbf{Y} \end{aligned}$	$\begin{aligned} MSE &= \frac{SSE}{n - k - 1} \end{aligned}$
Total	$n - 1$	$\begin{aligned} TSS &= \mathbf{Y}'\mathbf{Y} \\ &- \left(\frac{1}{n}\right)\mathbf{Y}'\mathbf{I}\mathbf{Y} \end{aligned}$	

dengan,

SSR : *Sum of Square due to Regression*

SSE : *Sum of Square Error*

n : jumlah observasi

k : jumlah parameter (termasuk *intercep*) dalam model

MSR : *Mean Square due to Regression*

MSE : *Mean Square due to Error*

TSS : *Total Sum of Squares*

2.10 Regresi Stepwise

Prosedur regresi *stepwise* merupakan salah satu prosedur pemilihan himpunan variabel prediktor terbaik [9]. Dalam

melakukan regresi *stepwise* perlu dilakukan langkah-langkah sebagai berikut :

1. Penentuan korelasi antara variabel prediktor dengan variabel respon.
2. Variabel prediktor yang masuk kepersamaan regresi adalah variabel yang mempunyai nilai korelasi yang tinggi terhadap variabel respon dan signifikan terhadap uji asumsi.
3. Jika terdapat variabel prediktor yang tidak signifikan terhadap variabel respon maka dilakukan regresi tanpa variabel prediktor tersebut.

BAB III

METODE PENELITIAN

Pada bab ini dibahas mengenai metode penelitian yang digunakan dalam Tugas Akhir yaitu :

3.1 Tahapan Penelitian

Penelitian Tugas Akhir ini dilakukan dengan langkah-langkah sebagai berikut :

1. Studi Literatur

Pada tahap ini dilakukan pencarian dan pengumpulan referensi yang menunjang pengerjaan Tugas Akhir dan pemahaman lebih mendalam tentang metode yang akan digunakan. Literatur yang dipakai adalah buku-buku, jurnal ilmiah, tugas akhir atau tesis yang berkaitan dengan permasalahan, serta artikel dari internet.

2. Pengumpulan Data

Pada tahap ini dilakukan pengumpulan data *yield* obligasi yang diperoleh dari Kementerian Keuangan Republik Indonesia. Data yang digunakan dalam penelitian ini merupakan data primer yaitu data *Yields* SBN (Surat Berharga Negara) Domestik pada periode Januari 2010 sampai September 2017, kemudian diambil sebagian data yaitu data 2 tahun, 5 tahun, dan 10 tahun.

3. Estimasi Parameter L , S , dan C

Pada tahap ini dilakukan estimasi parameter L , S , dan C (pada jatuh tempo 2 tahun, 5 tahun, dan 10 tahun) dengan menggunakan Filter Kalman sesuai dengan algoritma yang ada.

4. Pembentukan Model ARIMA untuk L , S , dan C

Setelah tahap estimasi parameter L , S , dan C dengan menggunakan algoritma Filter Kalman selesai dan diperoleh data *time series* berupa L , S , dan C yang akan dilakukan pembentukan model ARIMA menggunakan software MINITAB. Pada tahap ini dilakukan analisis data untuk mendapatkan model ARIMA. Langkah pertama yang harus dipenuhi adalah data yang harus stasioner dalam varian dan *mean*. Langkah kedua yaitu analisis nilai ACF dan PACF. Setelah data stasioner, maka akan didapatkan hasil ACF dan PACF data yang dapat digunakan untuk membuat suatu model peramalan. Pada analisis model ARIMA ini keterkaitan antar L , S , dan C tidak dilihat. Setelah itu, dilakukan *forecasting* L , S , dan C dan didapatkan hasil *forecast Yields*.

5. Analisis Hasil Model

Dalam memperoleh hasil dari Tugas Akhir ini dilakukan langkah-langkah analisis sebagai berikut :

1. Melakukan analisis statistika deskriptif dari plot indeks L , S , dan C pada jatuh tempo 2, 5, dan 10 tahun.
2. Analisis ARIMA

Peramalan parameter nilai yields dengan menggunakan metode ARIMA sebagai berikut :

- a. Menguji kestasioneritasan data indeks harga konsumen terhadap varians dan *mean*, jika belum stasioner terhadap varian maka perlu dilakukan transformasi BOX-COX. Jika belum stasioner terhadap *mean* maka dilakukan proses *differencing*.
- b. Mengidentifikasi model ARIMA sementara berdasarkan ACF dan PACF.
- c. Melakukan estimasi parameter dan pengujian signifikansi parameter.

- d. Melakukan *diagnostic checking* dari model yang sudah memiliki parameter yang signifikan. Beberapa asumsi residual yang harus dipenuhi adalah asumsi *white noise* dan asumsi distribusi normal. Jika terdapat asumsi yang belum terpenuhi maka kembali ke langkah.
 - e. Mengukur kebaikan model dalam melakukan peramalan berdasarkan MAPE
 - f. Penarikan kesimpulan.
3. Regresi Linier
- Pada tahap ini akan dilakukan regresi guna mendapatkan model matematika antara variabel prediktor dan terikat.
- a. Identifikasi data dengan menentukan variabel respon dan variabel prediktor, serta deteksi multikolinieritas data.
 - b. Estimasi parameter.
 - c. Uji serentak dan parsial dengan melakukan perhitungan tabel ANOVA dan uji *t*.
4. Penarikan kesimpulan
5. Setelah model ARIMA diperoleh, dilakukan substitusi parameter pada model Diebold-Li pada *software* MATLAB.

6. Simulasi dengan *software* MATLAB

Tahapan ini dilakukan untuk mengetahui simulasi dari hasil yang telah didapat dengan menggunakan metode Filter Kalman. Adapun *software* yang digunakan untuk simulasi adalah MATLAB. Simulasi akan dilakukan dengan data *Yields* yang telah diambil dari Kementrian Keuangan Republik Indonesia. Akan dilakukan analisis dengan mengganti nilai matriks A pada suku bunga nasional menggunakan rumus Diebold-Li untuk mencari hasil yang paling optimal.

7. Analisis Hasil Simulasi

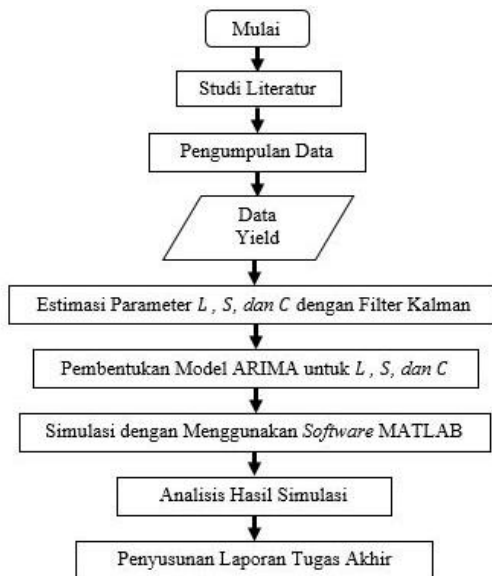
Dalam tahapan ini dilakukan analisis simulasi MATLAB perhitungan antar jatuh tempo dengan menggunakan metode Filter Kalman yang dikorelasikan dengan ARIMA dan model Diebold-Li. Dalam tahap ini akan difokuskan kepada hasil simulasi dan keadaan paling optimal.

8. Penyusunan Laporan Tugas Akhir

Dalam tahapan ini penulis menyusun hasil akhir sesuai dengan sistematika penulisan.

3.2 Diagram Alur

Secara umum tahapan-tahapan yang dilakukan dalam menyelesaikan Tugas Akhir ini sesuai dengan diagram alur yang ditunjukkan pada Gambar 3.1



Gambar 3.1 Metodologi Penelitian

BAB IV

ANALISIS DAN PEMBAHASAN

Pada bab ini akan dilakukan analisis dan pembahasan mengenai langkah-langkah estimasi parameter L, S , dan C pada jatuh tempo 2 tahun, 5 tahun, dan 10 tahun menggunakan Filter Kalman, perumusan model ARIMA pada parameter L, S , dan C , dan pembentukan model Diebold-Li untuk nilai imbal hasil (*yields*).

4.1 Estimasi Parameter dengan Filter Kalman

Kalman filter adalah estimator optimal yang diterapkan pada sistem model dinamik. Kalman filter digunakan untuk mengestimasi model dengan sistem linear. Model matematika terkait kurva imbal hasil (*yields*) berdasarkan waktu jatuh tempo merupakan model dengan sistem linear. Model tersebut akan diterapkan algoritma Filter Kalman untuk mengestimasi nilai suku bunga dari *yields* dengan waktu jatuh tempo 2 tahun, 5 tahun, dan 10 tahun. Langkah awal untuk melakukan estimasi dengan metode Filter Kalman adalah menentukan nilai parameter awal L, S , dan C sebagai berikut :

Tabel 4.1 Nilai awal L, S , dan C pada tenor 2, 5, dan 10 tahun

Waktu Jatuh Tempo	Nilai awal L	Nilai awal S	Nilai awal C
2 tahun	1	0,76	0,20
5 tahun	1	0,53	0,29
10 tahun	1	0,33	0,27

Selanjutnya dibentuk *state space* dari model matematika kurva *yields* sebagai berikut :

$$\begin{pmatrix} L_2 \\ S_2 \\ C_2 \\ L_5 \\ S_5 \\ C_5 \\ L_{10} \\ S_{10} \\ C_{10} \end{pmatrix}_{t+1} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} L_2 \\ S_2 \\ C_2 \\ L_5 \\ S_5 \\ C_5 \\ L_{10} \\ S_{10} \\ C_{10} \end{pmatrix}_t + \begin{pmatrix} \eta_t(L_2) \\ \eta_t(S_2) \\ \eta_t(C_2) \\ \eta_t(L_5) \\ \eta_t(S_5) \\ \eta_t(C_5) \\ \eta_t(L_{10}) \\ \eta_t(S_{10}) \\ \eta_t(C_{10}) \end{pmatrix}_t \quad (4.1)$$

Persamaan observasi didefinisikan untuk membuat korelasi antara state yang diestimasi dan model observasi. Persamaan observasi untuk model matematika kurva *yields* diberikan sebagai berikut :

$$\begin{pmatrix} y(\tau_2) \\ y(\tau_5) \\ y(\tau_{10}) \end{pmatrix}_t = H \begin{pmatrix} L_2 \\ S_2 \\ C_2 \\ L_5 \\ S_5 \\ C_5 \\ L_{10} \\ S_{10} \\ C_{10} \end{pmatrix}_t + \begin{pmatrix} \epsilon(\tau_2) \\ \epsilon(\tau_5) \\ \epsilon(\tau_{10}) \end{pmatrix}_t \quad (4.2)$$

dimana

$$H = \begin{pmatrix} 1 & \frac{1 - \exp^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} & \frac{1 - \exp^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} - \exp^{-\lambda\tau} & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & \frac{1 - \exp^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} & \frac{1 - \exp^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} - \exp^{-\lambda\tau} & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & \frac{1 - \exp^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} & \frac{1 - \exp^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} - \exp^{-\lambda\tau} \end{pmatrix}$$

Algoritma Filter Kalman diberikan sebagai berikut :

1. Inisialisasi :

$$P(0) = P x_0$$

$$\hat{x}_0 = \bar{x}_0$$

2. Tahap Prediksi :

- Kovarian Error :

$$\bar{P}_{t+1} = A_t P_t A_t^T + G_t Q_t G_t^T$$

- Model Pengukuran :

$$\bar{x}_{t+1} = A_t \hat{x}_t + B_t u_t$$

3. Tahap Koreksi :

- Kalman Gain :

$$K_{t+1} = \bar{P}_{t+1} H_{t+1}^T (H_{t+1} \bar{P}_{t+1} H_{t+1}^T + R_{t+1})^{-1}$$

- Model Pengukuran :

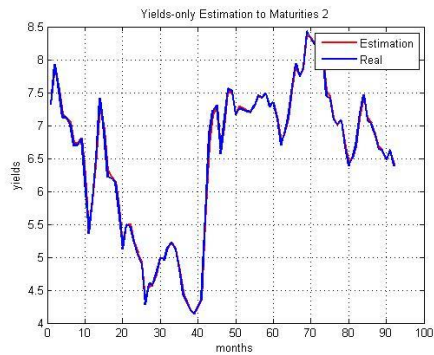
$$P_{t+1} = [I - K_{t+1} H_{t+1}] \bar{P}_{t+1}$$

- Estimasi :

$$\hat{x}_{t+1} = \bar{x}_{t+1} + K_{t+1} [z_{t+1} - H_{t+1} \bar{x}_{t+1}]$$

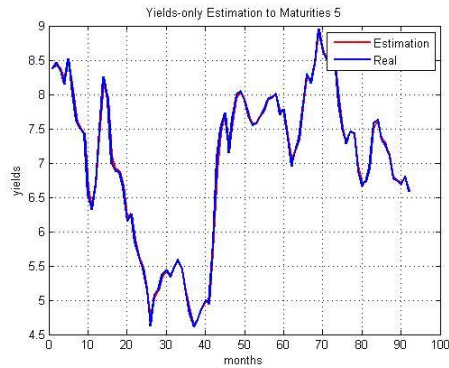
Simulasi yang dilakukan dalam Tugas Akhir ini adalah estimasi nilai *yields* untuk waktu jatuh tempo 2 tahun, 5 tahun, dan 10 tahun. Data yang digunakan ialah data *yields* dari Kementerian

Kuangan RI. Selanjutnya ditunjukkan hasil simulasi estimasi nilai *yields* menggunakan filter kalman.



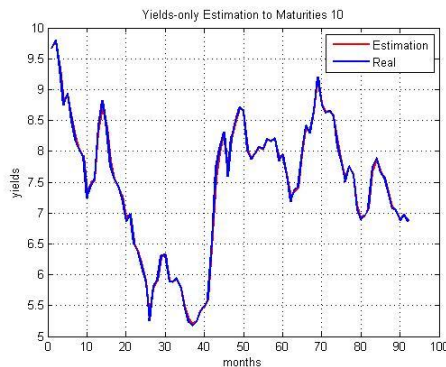
Gambar 4.1 Estimasi *Yields* dalam Jatuh Tempo 2 Tahun

Gambar 4.1 menunjukkan hasil estimasi *yields* dalam waktu jatuh tempo 2 tahun dengan metode filter kalman. Berdasarkan Gambar 4.1 terlihat bahwa estimasi nilai *yields* menggunakan filter kalman cukup mendekati dengan *yields real* yang diberikan.



Gambar 4.2 Estimasi *Yields* dalam Jatuh Tempo 5 Tahun

Estimasi *yields* dalam waktu jatuh tempo 5 tahun menggunakan metode filter kalman dapat dilihat pada Gambar 4.2. Berdasarkan Gambar 4.2 terlihat bahwa estimasi nilai *yields* menggunakan filter kalman cukup mendekati dengan *yields real* yang diberikan.



Gambar 4.3 Estimasi *Yields* dalam Jatuh Tempo 10 Tahun

Gambar 4.3 menunjukkan hasil estimasi *yields* dalam waktu jatuh tempo 10 tahun dengan menggunakan metode filter kalman. Berdasarkan Gambar 4.3 terlihat bahwa estimasi nilai *yields* menggunakan metode filter kalman cukup mendekati dengan *yields real* yang diberikan.

Berdasarkan pembahasan yang telah disajikan yang didapatkan bahwa algoritma Filter Kalman dapat diimplementasikan pada model kurva imbal hasil (*yields*) untuk mengestimasi *yields* dalam jatuh tempo waktu tertentu. Dan pada Tugas Akhir ini waktu jatuh tempo yang digunakan adalah 2, 5, dan 10 tahun.

4.2 Analisis dan Perumusan Model ARIMA

Langkah awal dalam merumuskan model ARIMA adalah dengan menguji kestasioneran data. Dalam hal ini, data L , S , dan C pada masing-masing tenor pada Lampiran 1 harus stasioner baik dalam varian maupun *mean*. Jika data sudah stasioner, maka selanjutnya dilakukan proses pemilihan model yang tepat dengan cara identifikasi orde AR dan MA pada grafik PACF dan ACF. Setelah diperoleh model dilakukan uji signifikansi parameter, uji residual *white noise*, dan berdistribusi normal. Selanjutnya dilakukan estimasi parameter model terbaik ARIMA. Berikut akan dilakukan perumusan model ARIMA.

4.2.1 Nilai Parameter L , S , dan C pada *Yield* Tenor 2 Tahun

Langkah-langkah perumusan model ARIMA pada data L , S , dan C tenor 2 tahun akan dijelaskan sebagai berikut.

a. Nilai Parameter L pada *Yield* Tenor 2 Tahun

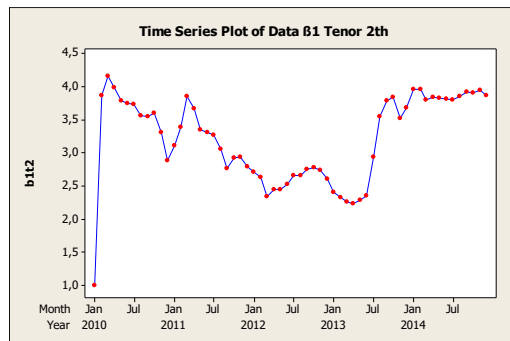
Langkah-langkah perumusan model ARIMA pada data L tenor 2 tahun akan dijelaskan sebagai berikut.

1. Identifikasi Model ARIMA

Data yang digunakan adalah data *time series* berupa nilai imbal hasil (*yields*) yang telah diestimasi dengan algoritma Filter Kalman dan dihasilkan deretan nilai L , S , dan C . Variabel yang digunakan adalah Z_t yang menyatakan nilai L pada tenor 2 tahun.

Pada Gambar 4.4 menunjukkan pola *time series* plot data L tenor 2 tahun, dimana plot *time series* ini bertujuan untuk mengetahui data Z_t memenuhi asumsi stasioner atau belum memenuhi. Stasioner adalah kondisi yang diperlukan dalam analisis deret waktu dimana tidak ada perubahan nilai *mean* dan varian secara signifikan dalam sistematika jangka waktu tertentu. Melalui gambar *time series* plot L tenor 2 tahun ini terlihat bahwa

data mengalami trend naik maupun turun. Terlihat juga dari fluktuasi data bahwa data belum stasioner dalam varian maupun dalam *mean* karena antara titik satu dengan titik lainnya sangat bervariasi, sehingga dilakukan analisis dengan melihat plot Box-Cox untuk stasioneritas terhadap varian dan plot ACF untuk stasioneritas terhadap *mean*.

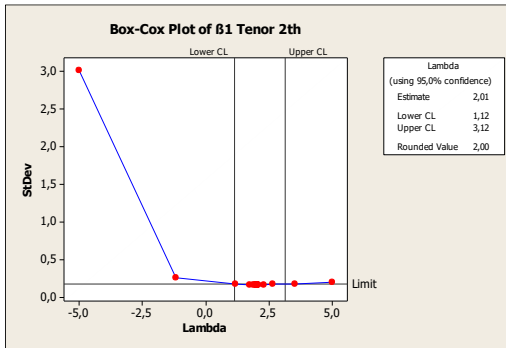


Gambar 4.4 Plot *time series* dari Z_t

Langkah awal dalam merumuskan model ARIMA adalah dengan identifikasi stasioneritas baik dalam varian maupun *mean* terhadap data L tenor 2 tahun. Uji stasioner dalam varian dapat dilihat pada transformasi Box-Cox dimana dikatakan stasioner jika *rounded value*-nya adalah 1. Plot Transformasi Box-Cox dari data L tenor 2 tahun dapat dilihat pada Gambar 4.5.

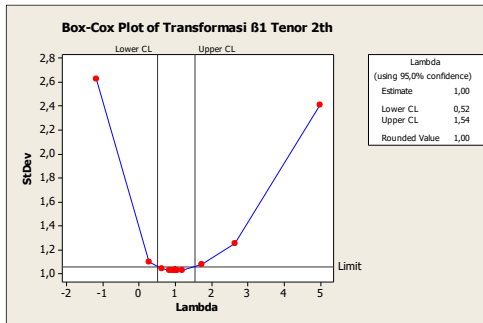
Gambar 4.5 menunjukkan nilai λ dengan nilai kepercayaan 95% berada diantara 1,12 dan 3,12, dengan nilai *estimate* sebesar 2,01 dan *rounded value* sebesar 2,00. Hal ini menunjukkan bahwa data belum stasioner terhadap varian karena nilai *rounded value*-nya tidak sama dengan 1. Oleh karena itu perlu dilakukan proses transformasi dengan rumusan sebagai berikut :

$$T(Z_t) = Z_t^2$$



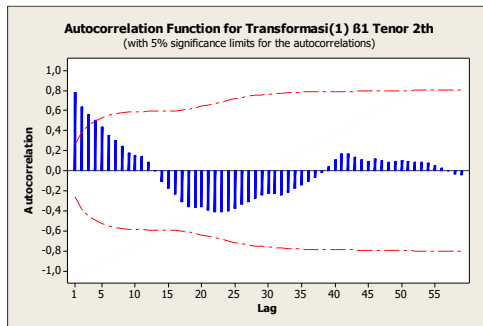
Gambar 4.5 Plot Box-Cox dari Z_t

Pada Gambar 4.6 terlihat bahwa nilai *rounded value* sama dengan 1 sehingga menunjukkan bahwa data sudah stasioner terhadap varian. Selanjutnya, data hasil transformasi akan dinyatakan sebagai X_t .



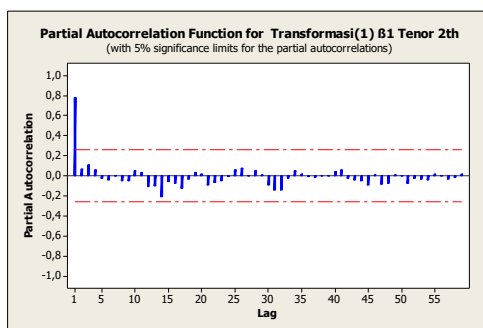
Gambar 4.6 Plot Box-Cox dari transformasi(1)

Setelah data stasioner dalam varian, kemudian dilakukan uji stasioner dalam *mean* dapat dilihat dari plot *Autocorrelation Function* (ACF) dari data yang sudah stasioner dalam varian pada Gambar 4.7.



Gambar 4.7 Plot ACF dari X_t

Diperoleh lag ACF yang *cut-off* di lag ke-1 sampai dengan lag ke-3. Dari plot ACF diketahui pula bahwa plot ACF dari data transformasi memiliki pola sinusoidal. Karena plot ACF pada Gambar 4.7 memiliki pola yang turun secara cepat dan memiliki pola sinusoidal selanjutnya dapat dikatakan bahwa plot ACF telah memenuhi asumsi stasioneritas terhadap varian dan *mean* sehingga langkah selanjutnya adalah mengidentifikasi plot PACF dapat dilihat seperti pada Gambar 4.8.



Gambar 4.8 Plot PACF dari X_t

Dengan melihat ACF dan PACF yang diperoleh dari proses transformasi Box-Cox, proses *differencing* tidak perlu dilakukan dikarenakan data transformasi Box-Cox telah memenuhi asumsi stasioneritas terhadap rata-rata. Karena pada plot ACF *cut-off* pada lag ke-3 dan PACF didapatkan ada *cut-off* pada lag ke-1 sehingga model sementara yang dipakai adalah ARIMA(1,0,3) yang sesuai dengan plot ACF dan PACF.

2. Penaksiran dan Pengujian Parameter

Penaksiran parameter menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) dengan menggunakan *software* MINITAB. Hasil estimasi ditunjukkan pada Tabel 4.2.

Tabel 4.2 Estimasi Parameter Model ARIMA (1,0,0)

Parameter	Koefisien	SE	t-stat	P-value
AR(1)	0,8879	0,0689	12,89	0,000

Langkah selanjutnya adalah uji signifikansi parameter model ARIMA(1,0,0) dengan menggunakan uji-*t* untuk melihat kesesuaian dengan data yang ada seperti berikut :

Uji Parameter AR(1)

Hipotesis :

$H_0: \phi_1 = 0$ (parameter ϕ_1 tidak signifikan)

$H_1: \phi_1 \neq 0$ (parameter ϕ_1 signifikan)

Statistik Uji :

Sesuai dengan persamaan (2.7) diperoleh :

$$t_{hitung} = \frac{\phi_1}{SE(\phi_1)} = \frac{0,8879}{0,0689} = 12,89$$

$$t_{tabel} = t_{\left(\frac{\alpha}{2}\right), n-1} = t_{0,025; 59} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{tabel}$, maka H_0 ditolak yang artinya parameter model signifikan. Hasil uji signifikansi parameter pada model ARIMA(1,0,0) menunjukkan parameter AR(1) signifikan.

Tabel 4.3 *Diagnostic Checking*

Model	White Noise	Normalitas Residual
ARIMA(1,0,0)	Ya	Tidak
ARIMA(0,0,3)	Tidak	Tidak

Karena model ARIMA(1,0,0) memiliki residual yang tidak normal maka dapat dipastikan terdapat pencilan atau *outlier* pada model tersebut sehingga perlu dilakukan deteksi *outlier* pada residual ARIMA(1,0,0) sehingga diperoleh model ARIMA yang memenuhi semua uji asumsi yang diperlukan dengan cara meregresikan antara *outlier* dengan model ARIMA(1,0,0).

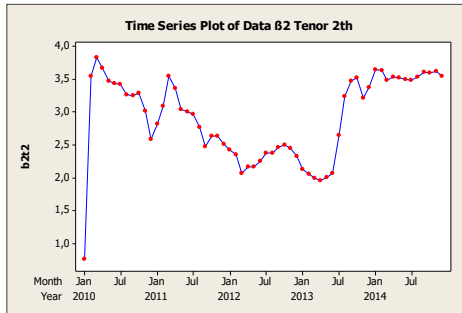
b. Nilai Parameter S pada Yield Tenor 2 Tahun

Langkah-langkah perumusan model ARIMA pada data S tenor 2 tahun akan dijelaskan sebagai berikut.

1. Identifikasi Model ARIMA

Data yang digunakan adalah data *time series* berupa nilai imbal hasil (*yields*) yang telah diestimasi dengan algoritma Filter Kalman dan dihasilkan deretan nilai L , S , dan C . Variabel yang digunakan adalah Z_t yang menyatakan nilai S pada tenor 2 tahun.

Pada Gambar 4.9 menunjukkan pola *time series* plot data S tenor 2 tahun, dimana plot *time series* ini bertujuan untuk mengetahui data Z_t memenuhi asumsi stasioner atau belum memenuhi. Stasioner adalah kondisi yang diperlukan dalam analisis deret waktu dimana tidak ada perubahan nilai *mean* dan varian secara signifikan dalam sistematika jangka waktu tertentu.



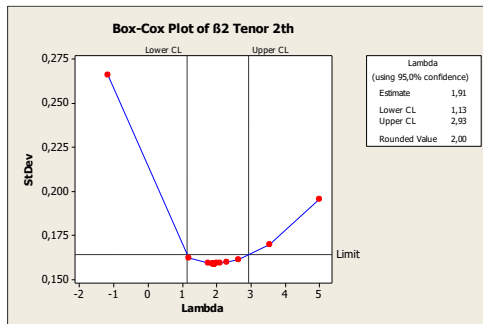
Gambar 4.9 Plot *time series* dari Z_t

Melalui gambar *time series* plot S tenor 2 tahun ini terlihat bahwa data mengalami trend naik maupun turun. Terlihat juga dari fluktuasi data bahwa data belum stasioner dalam varian maupun dalam *mean* karena antara titik satu dengan titik lainnya sangat bervariasi, sehingga dilakukan analisis dengan melihat plot Box-Cox untuk stasioneritas terhadap varian dan plot ACF untuk stasioneritas terhadap *mean*.

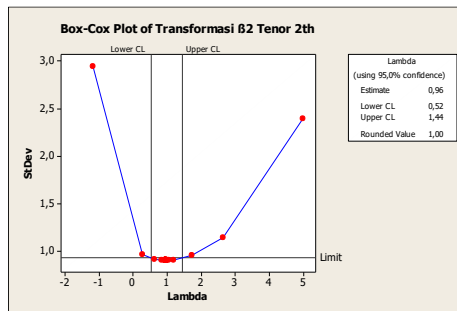
Langkah awal dalam merumuskan model ARIMA adalah dengan identifikasi stasioneritas baik dalam varian maupun *mean* terhadap data S tenor 2 tahun. Uji stasioner dalam varian dapat dilihat pada transformasi Box-Cox dimana dikatakan stasioner jika *rounded value*-nya adalah 1. Plot Transformasi Box-Cox dari data S tenor 2 tahun dapat dilihat pada Gambar 4.10.

Gambar 4.10 menunjukkan nilai λ dengan nilai kepercayaan 95% berada diantara 1,13 dan 2,93, dengan nilai *estimate* sebesar 1,91 dan *rounded value* sebesar 2,00. Hal ini menunjukkan bahwa data belum stasioner terhadap varian karena nilai *rounded value*-nya tidak sama dengan 1. Oleh karena itu perlu dilakukan proses transformasi dengan rumusan sebagai berikut :

$$T(Z_t) = Z_t^2$$



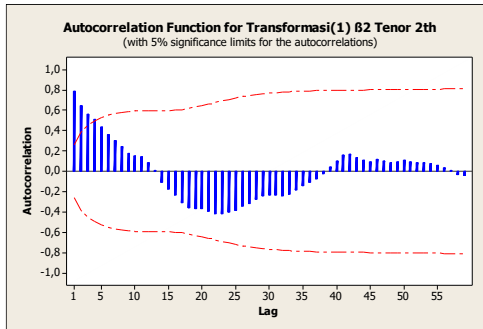
Gambar 4.10 Plot Box-Cox dari Z_t



Gambar 4.11 Plot Box-Cox dari transformasi(1)

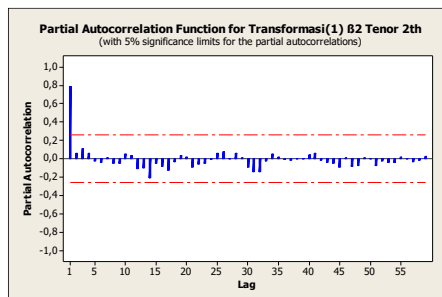
Pada Gambar 4.11 terlihat bahwa nilai *rounded value* sama dengan 1 sehingga menunjukkan bahwa data sudah stasioner terhadap varian. Selanjutnya, data hasil transformasi akan dinyatakan sebagai X_t . Setelah data stasioner dalam varian, kemudian dilakukan uji stasioner dalam *mean* dapat dilihat dari plot *Autocorrelation Function* (ACF) dari data yang sudah stasioner dalam varian pada Gambar 4.12.

Diperoleh lag ACF yang *cut-off* di lag ke-1 sampai dengan lag ke-3. Dari plot ACF diketahui pula bahwa plot ACF dari data transformasi memiliki pola sinusoidal.



Gambar 4.12 Plot ACF dari X_t

Karena plot ACF pada Gambar 4.12 memiliki pola yang turun secara cepat dan memiliki pola sinusoidal selanjutnya dapat dikatakan bahwa plot ACF telah memenuhi asumsi stasioneritas terhadap varian dan *mean* sehingga langkah selanjutnya adalah mengidentifikasi plot PACF dapat dilihat seperti pada Gambar 4.13.



Gambar 4.13 Plot PACF dari X_t

Dengan melihat ACF dan PACF yang diperoleh dari proses transformasi Box-Cox, proses *differencing* tidak perlu dilakukan dikarenakan data transformasi Box-Cox telah memenuhi asumsi stasioneritas terhadap rata-rata. Karena pada plot ACF *cut-off* pada

lag ke-3 dan PACF didapatkan ada *cut-off* pada lag ke-1 sehingga model sementara yang dipakai adalah ARIMA(1,0,3) yang sesuai dengan plot ACF dan PACF.

2. Penaksiran dan Pengujian Parameter

Penaksiran parameter menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) dengan menggunakan *software* MINITAB. Hasil estimasi ditunjukkan pada Tabel 4.4.

Tabel 4.4 *Estimasi Parameter Model ARIMA (1,0,0)*

Parameter	Koefisien	SE	t-stat	P-value
AR(1)	0,8892	0,0683	13,01	0,000

Langkah selanjutnya adalah uji signifikansi parameter model ARIMA(1,0,0) dengan menggunakan uji-*t* untuk melihat kesesuaian dengan data yang ada seperti berikut :

Uji Parameter AR(1)

Hipotesis :

$H_0: \phi_1 = 0$ (parameter ϕ_1 tidak signifikan)

$H_1: \phi_1 \neq 0$ (parameter ϕ_1 signifikan)

Statistik Uji :

Sesuai dengan persamaan (2.7) diperoleh :

$$t_{hitung} = \frac{\phi_1}{SE(\phi_1)} = \frac{0,8892}{0,0683} = 13,01$$

$$t_{tabel} = t_{\left(\frac{\alpha}{2}\right), n-1} = t_{0,025; 59} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{tabel}$, maka H_0 ditolak yang artinya parameter model signifikan. Hasil uji signifikansi parameter pada model ARIMA(1,0,0) menunjukkan parameter AR(1) signifikan.

Tabel 4.5 *Diagnostic Checking*

Model	White Noise	Normalitas Residual
ARIMA(1,0,0)	Ya	Tidak
ARIMA(0,0,3)	Tidak	Tidak

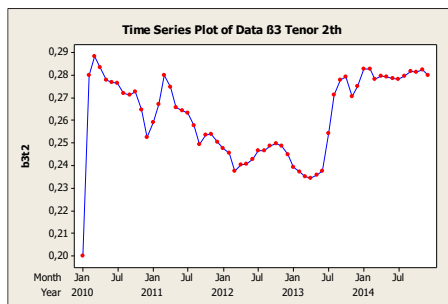
Karena model ARIMA(1,0,0) memiliki residual yang tidak normal maka dapat dipastikan terdapat pencilan atau *outlier* pada model tersebut sehingga perlu dilakukan deteksi *outlier* pada residual ARIMA(1,0,0) sehingga diperoleh model ARIMA yang memenuhi semua uji asumsi yang diperlukan dengan cara meregresikan antara *outlier* dengan model ARIMA(1,0,0).

c. Nilai Parameter *C* pada *Yield Tenor 2 Tahun*

Langkah-langkah perumusan model ARIMA pada data *C* tenor 2 tahun akan dijelaskan sebagai berikut.

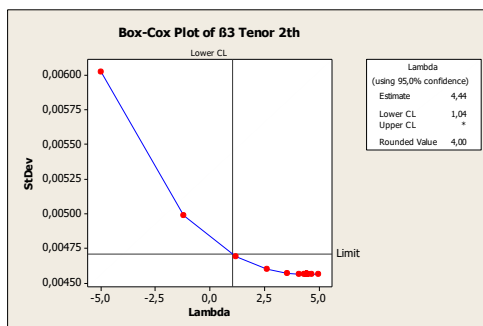
1. Identifikasi Model ARIMA

Data yang digunakan adalah data *time series* berupa nilai imbal hasil (*yields*) yang telah diestimasi dengan algoritma Filter Kalman dan dihasilkan deretan nilai *L*, *S*, dan *C*. Variabel yang digunakan adalah Z_t yang menyatakan nilai *C* pada tenor 2 tahun.

**Gambar 4.14** Plot *time series* dari Z_t

Pada Gambar 4.14 menunjukkan pola *time series* plot data C tenor 2 tahun, dimana plot *time series* ini bertujuan untuk mengetahui data Z_t memenuhi asumsi stasioner atau belum memenuhi. Stasioner adalah kondisi yang diperlukan dalam analisis deret waktu dimana tidak ada perubahan nilai *mean* dan varian secara signifikan dalam sistematis jangka waktu tertentu. Melalui gambar *time series* plot C tenor 2 tahun ini terlihat bahwa data mengalami trend naik maupun turun. Terlihat juga dari fluktuasi data bahwa data belum stasioner dalam varian maupun dalam *mean* karena antara titik satu dengan titik lainnya sangat bervariasi, sehingga dilakukan analisis dengan melihat plot Box-Cox untuk stasioneritas terhadap varian dan plot ACF untuk stasioneritas terhadap *mean*.

Langkah awal dalam merumuskan model ARIMA adalah dengan identifikasi stasioneritas baik dalam varian maupun *mean* terhadap data C tenor 2 tahun. Uji stasioner dalam varian dapat dilihat pada transformasi Box-Cox dimana dikatakan stasioner jika *rounded value*-nya adalah 1. Plot Transformasi Box-Cox dari data C tenor 2 tahun dapat dilihat pada Gambar 4.15.

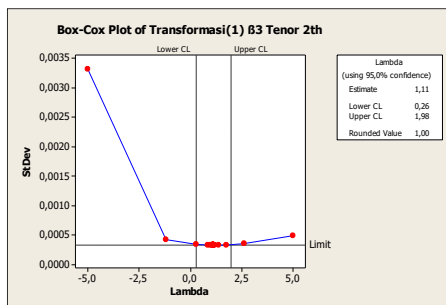


Gambar 4.15 Plot Box-Cox dari Z_t

Gambar 4.15 menunjukkan nilai λ dengan nilai kepercayaan 95% berada diantara 1,04 dan ∞ , dengan nilai *estimate* sebesar 4,44 dan *rounded value* sebesar 4,00. Hal ini menunjukkan bahwa data belum stasioner terhadap varian karena nilai *rounded value*-nya tidak sama dengan 1. Oleh karena itu perlu dilakukan proses transformasi dengan rumusan sebagai berikut :

$$T(Z_t) = Z_t^4$$

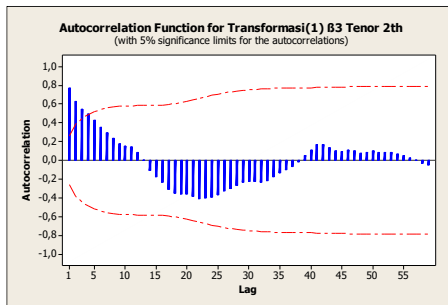
Pada Gambar 4.16 terlihat bahwa nilai *rounded value* sama dengan 1 sehingga menunjukkan bahwa data sudah stasioner terhadap varian. Selanjutnya, data hasil transformasi akan dinyatakan sebagai X_t .



Gambar 4.16 Plot Box-Cox dari transformasi(1)

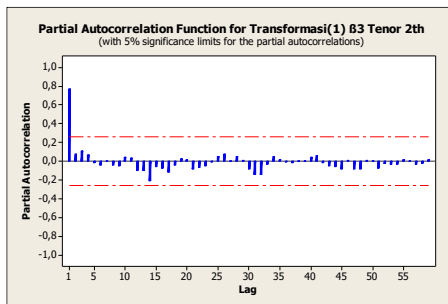
Setelah data stasioner dalam varian, kemudian dilakukan uji stasioner dalam *mean* dapat dilihat dari plot *Autocorrelation Function* (ACF) dari data yang sudah stasioner dalam varian pada Gambar 4.17.

Diperoleh lag ACF yang *cut-off* di lag ke-1 sampai dengan lag ke-3. Dari plot ACF diketahui pula bahwa plot ACF dari data transformasi memiliki pola sinusoidal.



Gambar 4.17 Plot ACF dari X_t

Karena plot ACF pada Gambar 4.17 memiliki pola yang turun secara cepat dan memiliki pola sinusoidal selanjutnya dapat dikatakan bahwa plot ACF telah memenuhi asumsi stasioneritas terhadap varian dan *mean* sehingga langkah selanjutnya adalah mengidentifikasi plot PACF dapat dilihat seperti pada Gambar 4.18.



Gambar 4.18 Plot PACF dari X_t

Dengan melihat ACF dan PACF yang diperoleh dari proses transformasi Box-Cox, proses *differencing* tidak perlu dilakukan dikarenakan data transformasi Box-Cox telah memenuhi asumsi stasioneritas terhadap rata-rata. Karena pada plot ACF *cut-off* pada

lag ke-3 dan PACF didapatkan ada *cut-off* pada lag ke-1 sehingga model sementara yang dipakai adalah ARIMA(1,0,3) yang sesuai dengan plot ACF dan PACF.

2. Penaksiran dan Pengujian Parameter

Penaksiran parameter menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) dengan menggunakan *software* MINITAB. Hasil estimasi ditunjukkan pada Tabel 4.4.

Tabel 4.6 Estimasi Parameter Model ARIMA (1,0,0)

Parameter	Koefisien	SE	t-stat	P-value
AR(1)	0,9904	0,0710	13,95	0,000

Langkah selanjutnya adalah uji signifikansi parameter model ARIMA(1,0,0) dengan menggunakan uji-*t* untuk melihat kesesuaian dengan data yang ada seperti berikut :

Uji Parameter AR(1)

Hipotesis :

$H_0: \phi_1 = 0$ (parameter ϕ_1 tidak signifikan)

$H_1: \phi_1 \neq 1$ (parameter ϕ_1 signifikan)

Statistik Uji :

Sesuai dengan persamaan (2.7) diperoleh :

$$t_{hitung} = \frac{\phi_1}{SE(\phi_1)} = \frac{0,9904}{0,0710} = 13,95$$

$$t_{tabel} = t_{\left(\frac{\alpha}{2}\right), n-1} = t_{0,025; 59} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{tabel}$, maka H_0 ditolak yang artinya parameter model signifikan. Hasil uji signifikansi parameter pada model ARIMA(1,0,0) menunjukkan parameter AR(1) signifikan.

Tabel 4.7 *Diagnostic Checking*

Model	White Noise	Normalitas Residual
ARIMA(1,0,0)	Ya	Tidak
ARIMA(0,0,3)	Tidak	Tidak

Karena model ARIMA(1,0,0) memiliki residual yang tidak normal maka dapat dipastikan terdapat pencilan atau *outlier* pada model tersebut sehingga perlu dilakukan deteksi *outlier* pada residual ARIMA(1,0,0) sehingga diperoleh model ARIMA yang memenuhi semua uji asumsi yang diperlukan dengan cara meregresikan antara *outlier* dengan model ARIMA(1,0,0).

4.2.2 Nilai Parameter L , S , dan C pada *Yield Tenor 5 Tahun*

Langkah-langkah perumusan model ARIMA pada data S , L , dan C tenor 5 tahun akan dijelaskan sebagai berikut.

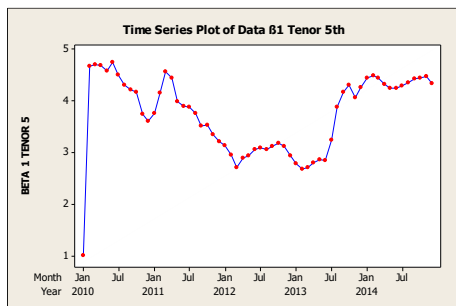
a. Nilai Parameter L pada *Yield Tenor 5 Tahun*

Langkah-langkah perumusan model ARIMA pada data L tenor 5 tahun akan dijelaskan sebagai berikut.

1. Identifikasi Model ARIMA

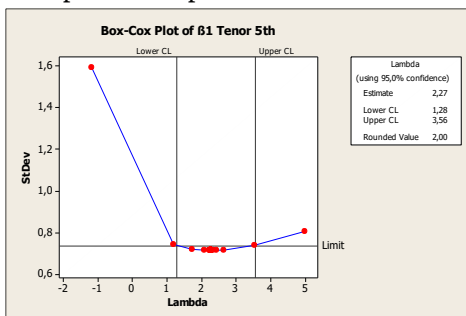
Data yang digunakan adalah data *time series* berupa nilai imbal hasil (*yields*) yang telah diestimasi dengan algoritma Filter Kalman dan dihasilkan deretan nilai S , L , dan C . Variabel yang digunakan adalah Z_t yang menyatakan nilai L pada tenor 5 tahun. Pada Gambar 4.19 menunjukkan pola *time series* plot data L tenor 5 tahun, dimana plot *time series* ini bertujuan untuk mengetahui data Z_t memenuhi asumsi stasioner atau belum memenuhi. Stasioner adalah kondisi yang diperlukan dalam analisis deret waktu dimana tidak ada perubahan nilai *mean* dan varian secara signifikan dalam sistematis jangka waktu tertentu. Melalui gambar *time series* plot L tenor 5 tahun ini terlihat bahwa data

mengalami trend naik maupun turun. Terlihat juga dari fluktuasi data bahwa data belum stasioner dalam varian maupun dalam *mean* karena antara titik satu dengan titik lainnya sangat bervariasi, sehingga dilakukan analisis dengan melihat plot Box-Cox untuk stasioneritas terhadap varian dan plot ACF untuk stasioneritas terhadap *mean*.



Gambar 4.19 Plot *time series* dari Z_t

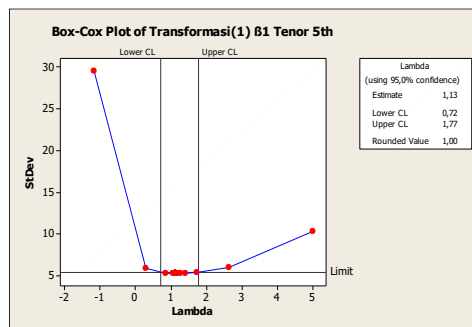
Langkah awal dalam merumuskan model ARIMA adalah dengan identifikasi stasioneritas baik dalam varian maupun *mean* terhadap data L tenor 5 tahun. Uji stasioner dalam varian dapat dilihat pada transformasi Box-Cox dimana dikatakan stasioner jika *rounded value*-nya adalah 1. Plot Transformasi Box-Cox dari data L tenor 5 tahun dapat dilihat pada Gambar 4.20.



Gambar 4.20 Plot Box-Cox dari Z_t

Gambar 4.20 menunjukkan nilai λ dengan nilai kepercayaan 95% berada diantara 1,28 dan 3,56, dengan nilai *estimate* sebesar 2,27 dan *rounded value* sebesar 2,00. Hal ini menunjukkan bahwa data belum stasioner terhadap varian karena nilai *rounded value*-nya tidak sama dengan 1. Oleh karena itu perlu dilakukan proses transformasi dengan rumusan sebagai berikut :

$$T(Z_t) = Z_t^2$$



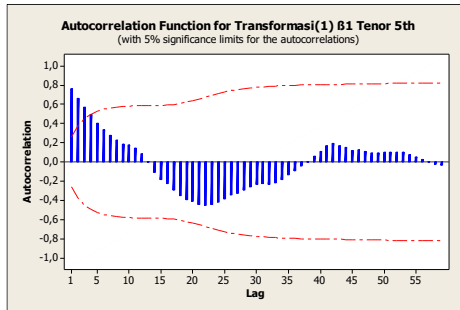
Gambar 4.21 Plot Box-Cox dari transformasi(1)

Pada Gambar 4.21 terlihat bahwa nilai *rounded value* sama dengan 1 sehingga menunjukkan bahwa data sudah stasioner terhadap varian. Selanjutnya, data hasil transformasi akan dinyatakan sebagai X_t .

Setelah data stasioner dalam varian, kemudian dilakukan uji stasioner dalam *mean* dapat dilihat dari plot *Autocorrelation Function* (ACF) dari data yang sudah stasioner dalam varian pada Gambar 4.22.

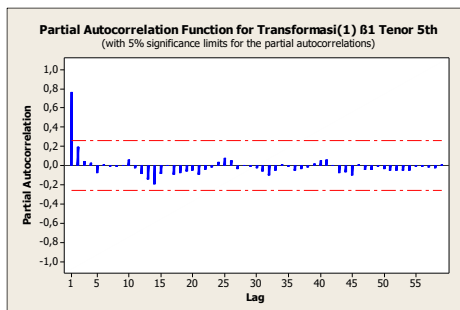
Diperoleh lag ACF yang *cut-off* di lag ke-1 sampai dengan lag ke-3. Dari plot ACF diketahui pula bahwa plot ACF dari data transformasi memiliki pola sinusoidal. Karena plot ACF pada Gambar 4.22 memiliki pola turun secara cepat dan memiliki pola

sinusoidal selanjutnya dapat dikatakan bahwa plot ACF telah memenuhi asumsi stasioneritas terhadap varian dan *mean* sehingga langkah selanjutnya adalah mengidentifikasi plot PACF dapat dilihat seperti pada Gambar 4.23.



Gambar 4.22 Plot ACF dari X_t

Dengan melihat ACF dan PACF yang diperoleh dari proses transformasi Box-Cox, proses *differencing* tidak perlu dilakukan dikarenakan data transformasi Box-Cox telah memenuhi asumsi stasioneritas terhadap rata-rata. Karena pada plot ACF *cut-off* pada lag ke-3 dan PACF didapatkan ada *cut-off* pada lag ke-1 sehingga model sementara yang dipakai adalah ARIMA(1,0,3) yang sesuai dengan plot ACF dan PACF.



Gambar 4.23 Plot PACF dari X_t

2. Penaksiran dan Pengujian Parameter

Penaksiran parameter menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) dengan menggunakan *software* MINITAB. Hasil estimasi ditunjukkan pada Tabel 4.8.

Tabel 4.8 Estimasi Parameter Model ARIMA (1,0,0)

Parameter	Koefisien	SE	t-stat	P-value
AR(1)	0,8709	0,0714	12,19	0,000

Langkah selanjutnya adalah uji signifikansi parameter model ARIMA(1,0,0) dengan menggunakan uji-*t* untuk melihat kesesuaian dengan data yang ada seperti berikut :

Uji Parameter AR(1)

Hipotesis :

$H_0: \phi_1 = 0$ (parameter ϕ_1 tidak signifikan)

$H_1: \phi_1 \neq 0$ (parameter ϕ_1 signifikan)

Statistik Uji :

Sesuai dengan persamaan (2.7) diperoleh :

$$t_{hitung} = \frac{\phi_1}{SE(\phi_1)} = \frac{0,8709}{0,0714} = 12,19$$

$$t_{tabel} = t_{\left(\frac{\alpha}{2}\right), n-1} = t_{0,025; 59} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{tabel}$, maka H_0 ditolak yang artinya parameter model signifikan. Hasil uji signifikansi parameter pada model ARIMA(1,0,0) menunjukkan parameter AR(1) signifikan.

Tabel 4.9 *Diagnostic Checking*

Model	White Noise	Normalitas Residual
ARIMA(1,0,0)	Ya	Tidak
ARIMA(0,0,3)	Tidak	Tidak

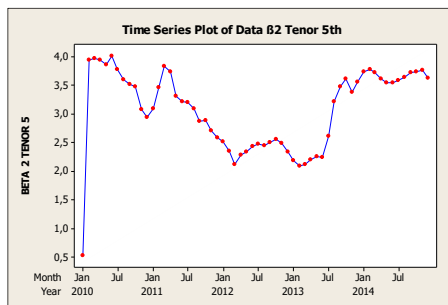
Karena model ARIMA(1,0,0) memiliki residual yang tidak normal maka dapat dipastikan terdapat pencilan atau *outlier* pada model tersebut sehingga perlu dilakukan deteksi *outlier* pada residual ARIMA(1,0,0) sehingga diperoleh model ARIMA yang memenuhi semua uji asumsi yang diperlukan dengan cara meregresikan antara *outlier* dengan model ARIMA(1,0,0).

b. Nilai Parameter S pada *Yield* Tenor 5 Tahun

Langkah-langkah perumusan model ARIMA pada data S tenor 5 tahun akan dijelaskan sebagai berikut.

1. Identifikasi Model ARIMA

Data yang digunakan adalah data *time series* berupa nilai imbal hasil (*yields*) yang telah diestimasi dengan algoritma Filter Kalman dan dihasilkan deretan nilai L , S , dan C . Variabel yang digunakan adalah Z_t yang menyatakan nilai S pada tenor 5 tahun.

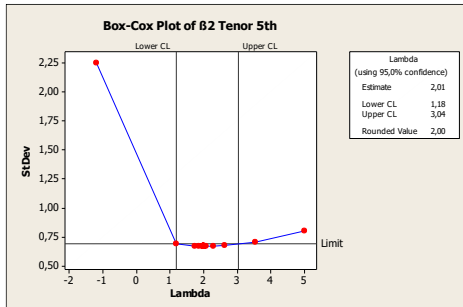


Gambar 4.24 Plot *time series* dari Z_t

Pada Gambar 4.24 menunjukkan pola *time series* plot data β_2 tenor 5 tahun, dimana plot *time series* ini bertujuan untuk mengetahui data Z_t memenuhi asumsi stasioner atau belum memenuhi. Stasioner adalah kondisi yang diperlukan dalam analisis deret waktu dimana tidak ada perubahan nilai *mean* dan

varian secara signifikan dalam sistematis jangka waktu tertentu. Melalui gambar *time series* plot β_2 tenor 5 tahun ini terlihat bahwa data mengalami trend naik maupun turun. Terlihat juga dari fluktuasi data bahwa data belum stasioner dalam varian maupun dalam *mean* karena antara titik satu dengan titik lainnya sangat bervariasi, sehingga dilakukan analisis dengan melihat plot Box-Cox untuk stasioneritas terhadap varian dan plot ACF untuk stasioneritas terhadap *mean*.

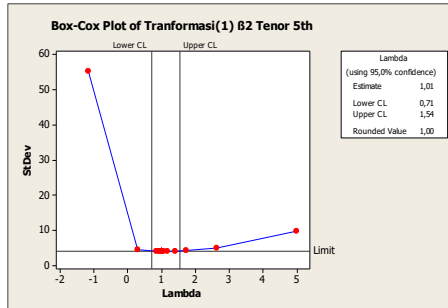
Langkah awal dalam merumuskan model ARIMA adalah dengan identifikasi stasioneritas baik dalam varian maupun *mean* terhadap data β_2 tenor 5 tahun. Uji stasioner dalam varian dapat dilihat pada transformasi Box-Cox dimana dikatakan stasioner jika *rounded value*-nya adalah 1. Plot Transformasi Box-Cox dari data β_2 tenor 5 tahun dapat dilihat pada Gambar 4.25.



Gambar 4.25 Plot Box-Cox dari Z_t

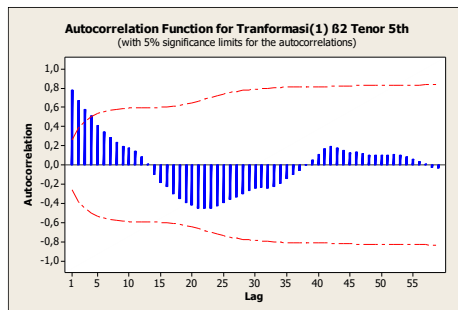
Gambar 4.25 menunjukkan nilai λ dengan nilai kepercayaan 95% berada diantara 1,18 dan 3,04, dengan nilai *estimate* sebesar 2,01 dan *rounded value* sebesar 2,00. Hal ini menunjukkan bahwa data belum stasioner terhadap varian karena nilai *rounded value*-nya tidak sama dengan 1. Oleh karena itu perlu dilakukan proses transformasi dengan rumusan sebagai berikut :

$$T(Z_t) = Z_t^2$$



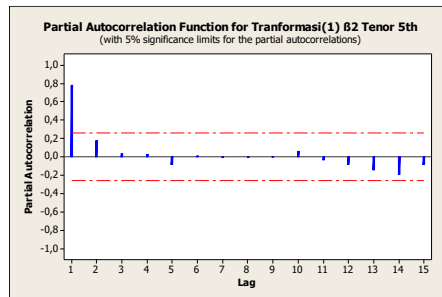
Gambar 4.26 Plot Box-Cox dari transformasi(1)

Pada Gambar 4.26 terlihat bahwa nilai *rounded value* sama dengan 1 sehingga menunjukkan bahwa data sudah stasioner terhadap varian. Selanjutnya, data hasil transformasi akan dinyatakan sebagai X_t . Setelah data stasioner dalam varian, kemudian dilakukan uji stasioner dalam *mean* dapat dilihat dari plot *Autocorrelation Function* (ACF) dari data yang sudah stasioner dalam varian pada Gambar 4.27.



Gambar 4.27 Plot ACF dari X_t

Diperoleh lag ACF yang *cut-off* di lag ke-1 sampai dengan lag ke-3. Dari plot ACF diketahui pula bahwa plot ACF dari data transformasi memiliki pola sinusoidal. Karena plot ACF pada Gambar 4.27 memiliki pola yang turun secara cepat dan memiliki pola sinusoidal selanjutnya dapat dikatakan bahwa plot ACF telah memenuhi asumsi stasioneritas terhadap varian dan *mean* sehingga langkah selanjutnya adalah mengidentifikasi plot PACF dapat dilihat seperti pada Gambar 4.28.



Gambar 4.28 Plot PACF dari X_t

Dengan melihat ACF dan PACF yang diperoleh dari proses transformasi Box-Cox, proses *differencing* tidak perlu dilakukan dikarenakan data transformasi Box-Cox telah memenuhi asumsi stasioneritas terhadap rata-rata. Karena pada plot ACF *cut-off* pada lag ke-3 dan PACF didapatkan ada *cut-off* pada lag ke-1 sehingga model sementara yang dipakai adalah ARIMA(1,0,3) yang sesuai dengan plot ACF dan PACF.

2. Penaksiran dan Pengujian Parameter

Penaksiran parameter menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) dengan menggunakan *software* MINITAB. Hasil estimasi ditunjukkan pada Tabel 4.10.

Tabel 4.10 Estimasi Parameter Model ARIMA (1,0,0)

Parameter	Koefisien	SE	t-stat	P-value
AR(1)	0,8745	0,0703	12,44	0,000

Langkah selanjutnya adalah uji signifikansi parameter model ARIMA(1,0,0) dengan menggunakan uji- t untuk melihat kesesuaian dengan data yang ada seperti berikut :

Uji Parameter AR(1)

Hipotesis :

$H_0: \phi_1 = 0$ (parameter ϕ_1 tidak signifikan)

$H_1: \phi_1 \neq 0$ (parameter ϕ_1 signifikan)

Statistik Uji :

Sesuai dengan persamaan (2.7) diperoleh :

$$t_{hitung} = \frac{\phi_1}{SE(\phi_1)} = \frac{0,8745}{0,0703} = 12,44$$

$$t_{tabel} = t_{\left(\frac{\alpha}{2}\right), n-1} = t_{0,025; 59} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{tabel}$, maka H_0 ditolak yang artinya parameter model signifikan. Hasil uji signifikansi parameter pada model ARIMA(1,0,0) menunjukkan parameter AR(1) signifikan.

Tabel 4.11 Diagnostic Checking

Model	White Noise	Normalitas Residual
ARIMA(1,0,0)	Ya	Tidak
ARIMA(0,0,3)	Tidak	Tidak

Karena model ARIMA(1,0,0) memiliki residual yang tidak normal maka dapat dipastikan terdapat pencilan atau *outlier* pada model tersebut sehingga perlu dilakukan deteksi *outlier* pada residual ARIMA(1,0,0) sehingga diperoleh model ARIMA yang

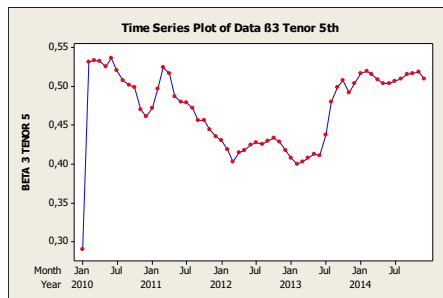
memenuhi semua uji asumsi yang diperlukan dengan cara meregresikan antara *outlier* dengan model ARIMA(1,0,0).

c. Nilai Parameter C pada *Yield* Tenor 5 Tahun

Langkah-langkah perumusan model ARIMA pada data C tenor 5 tahun akan dijelaskan sebagai berikut.

1. Identifikasi Model ARIMA

Data yang digunakan adalah data *time series* berupa nilai imbal hasil (*yields*) yang telah diestimasi dengan algoritma Filter Kalman dan dihasilkan deretan nilai L , S , dan C . Variabel yang digunakan adalah Z_t yang menyatakan nilai C pada tenor 5 tahun.

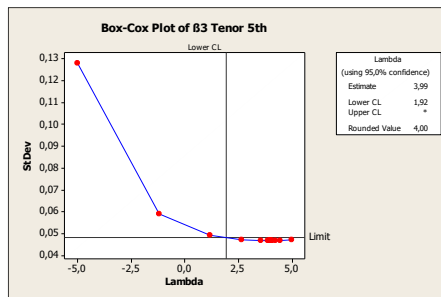


Gambar 4.29 Plot *time series* dari Z_t

Pada Gambar 4.29 menunjukkan pola *time series* plot data C tenor 5 tahun, dimana plot *time series* ini bertujuan untuk mengetahui data Z_t memenuhi asumsi stasioner atau belum memenuhi. Stasioner adalah kondisi yang diperlukan dalam analisis deret waktu dimana tidak ada perubahan nilai *mean* dan varian secara signifikan dalam sistematika jangka waktu tertentu. Melalui gambar *time series* plot C tenor 5 tahun ini terlihat bahwa data mengalami trend naik maupun turun. Terlihat juga dari fluktuasi data bahwa data belum stasioner dalam varian maupun

dalam *mean* karena antara titik satu dengan titik lainnya sangat bervariasi, sehingga dilakukan analisis dengan melihat plot Box-Cox untuk stasioneritas terhadap varian dan plot ACF untuk stasioneritas terhadap *mean*.

Langkah awal dalam merumuskan model ARIMA adalah dengan identifikasi stasioneritas baik dalam varian maupun *mean* terhadap data *C* tenor 5 tahun. Uji stasioner dalam varian dapat dilihat pada transformasi Box-Cox dimana dikatakan stasioner jika *rounded value*-nya adalah 1. Plot Transformasi Box-Cox dari data *C* tenor 5 tahun dapat dilihat pada Gambar 4.30.



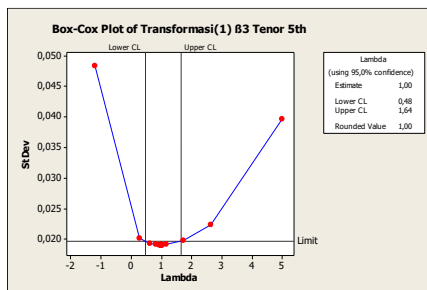
Gambar 4.30 Plot Box-Cox dari Z_t

Gambar 4.30 menunjukkan nilai λ dengan nilai kepercayaan 95% berada diantara 1,92 dan ∞ , dengan nilai *estimate* sebesar 3,99 dan *rounded value* sebesar 4,00. Hal ini menunjukkan bahwa data belum stasioner terhadap varian karena nilai *rounded value*-nya tidak sama dengan 1. Oleh karena itu perlu dilakukan proses transformasi dengan rumusan sebagai berikut :

$$T(Z_t) = Z_t^4$$

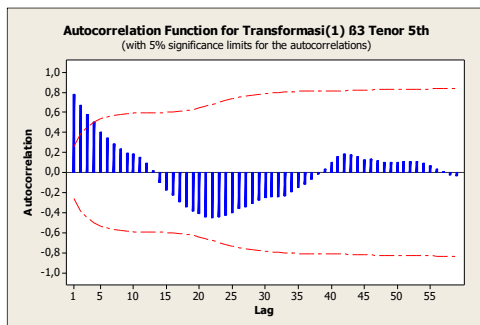
Pada Gambar 4.31 terlihat bahwa nilai *rounded value* sama dengan 1 sehingga menunjukkan bahwa data sudah stasioner

terhadap varian. Selanjutnya, data hasil transformasi akan dinyatakan sebagai X_t .



Gambar 4.31 Plot Box-Cox dari transformasi(1)

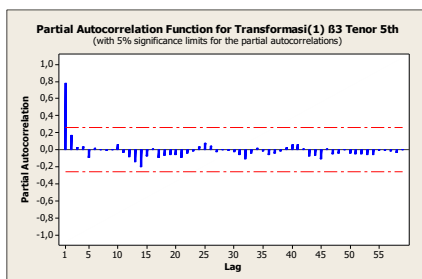
Setelah data stasioner dalam varian, kemudian dilakukan uji stasioner dalam *mean* dapat dilihat dari plot *Autocorrelation Function* (ACF) dari data yang sudah stasioner dalam varian pada Gambar 4.32.



Gambar 4.32 Plot ACF dari X_t

Diperoleh lag ACF yang *cut-off* di lag ke-1 sampai dengan lag ke-3. Dari plot ACF diketahui pula bahwa plot ACF dari data transformasi memiliki pola sinusoidal. Karena plot ACF pada

Gambar 4.32 memiliki pola yang turun secara cepat dan memiliki pola sinusoidal selanjutnya dapat dikatakan bahwa plot ACF telah memenuhi asumsi stasioneritas terhadap varian dan *mean* sehingga langkah selanjutnya adalah mengidentifikasi plot PACF dapat dilihat seperti pada Gambar 4.33.



Gambar 4.33 Plot PACF dari X_t

Dengan melihat ACF dan PACF yang diperoleh dari proses transformasi Box-Cox, proses *differencing* tidak perlu dilakukan dikarenakan data transformasi Box-Cox telah memenuhi asumsi stasioneritas terhadap rata-rata. Karena pada plot ACF *cut-off* pada lag ke-3 dan PACF didapatkan ada *cut-off* pada lag ke-1 sehingga model sementara yang dipakai adalah ARIMA(1,0,3) yang sesuai dengan plot ACF dan PACF.

2. Penaksiran dan Pengujian Parameter

Penaksiran parameter menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) dengan menggunakan *software* MINITAB. Hasil estimasi ditunjukkan pada Tabel 4.12.

Tabel 4.12 Estimasi Parameter Model ARIMA (1,0,0)

Parameter	Koefisien	SE	t-stat	P-value
AR(1)	0,8710	0,0704	12,36	0,000

Langkah selanjutnya adalah uji signifikansi parameter model ARIMA(1,0,0) dengan menggunakan uji- t untuk melihat kesesuaian dengan data yang ada seperti berikut :

Uji Parameter AR(1)

Hipotesis :

$H_0: \phi_1 = 0$ (parameter ϕ_1 tidak signifikan)

$H_1: \phi_1 \neq 0$ (parameter ϕ_1 signifikan)

Statistik Uji :

Sesuai dengan persamaan (2.7) diperoleh :

$$t_{hitung} = \frac{\phi_1}{SE(\phi_1)} = \frac{0,8710}{0,0704} = 12,36$$

$$t_{tabel} = t_{\left(\frac{\alpha}{2}\right), n-1} = t_{0,025; 59} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{tabel}$, maka H_0 ditolak yang artinya parameter model signifikan. Hasil uji signifikansi parameter pada model ARIMA(1,0,0) menunjukkan parameter AR(1) signifikan.

Tabel 4.13 Diagnostic Checking

Model	White Noise	Normalitas Residual
ARIMA(1,0,0)	Ya	Tidak
ARIMA(0,0,3)	Tidak	Tidak

Karena model ARIMA(1,0,0) memiliki residual yang tidak normal maka dapat dipastikan terdapat pencilan atau *outlier* pada model tersebut sehingga perlu dilakukan deteksi *outlier* pada residual ARIMA(1,0,0) sehingga diperoleh model ARIMA yang memenuhi semua uji asumsi yang diperlukan dengan cara meregresikan antara *outlier* dengan model ARIMA(1,0,0).

4.2.3 Nilai Parameter L , S , dan C pada *Yield* Tenor 10 Tahun

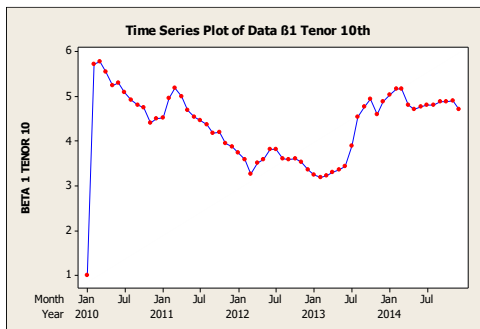
Langkah-langkah perumusan model ARIMA pada data L , S , dan C tenor 10 tahun akan dijelaskan sebagai berikut.

a. Nilai Parameter L pada *Yield* Tenor 10 Tahun

Langkah-langkah perumusan model ARIMA pada data L tenor 10 tahun akan dijelaskan sebagai berikut.

1. Identifikasi Model ARIMA

Data yang digunakan adalah data *time series* berupa nilai imbal hasil (*yields*) yang telah diestimasi dengan algoritma Filter Kalman dan dihasilkan deretan nilai L , S , dan C . Variabel yang digunakan adalah Z_t yang menyatakan nilai L pada tenor 10 tahun.

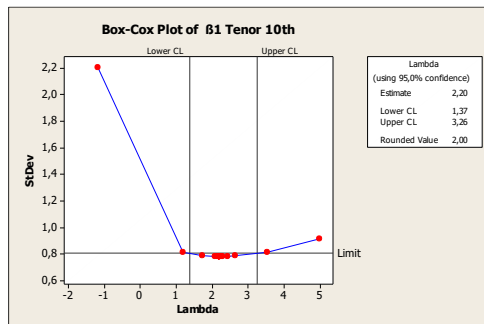


Gambar 4.34 Plot *time series* dari Z_t

Pada Gambar 4.34 menunjukkan pola *time series* plot data L tenor 10 tahun, dimana plot *time series* ini bertujuan untuk mengetahui data Z_t memenuhi asumsi stasioner atau belum memenuhi. Stasioner adalah kondisi yang diperlukan dalam analisis deret waktu dimana tidak ada perubahan nilai *mean* dan varian secara signifikan dalam sistematis jangka waktu tertentu. Melalui gambar *time series* plot L tenor 10 tahun ini terlihat bahwa data mengalami trend naik maupun turun. Terlihat juga dari

fluktuasi data bahwa data belum stasioner dalam varian maupun dalam *mean* karena antara titik satu dengan titik lainnya sangat bervariasi, sehingga dilakukan analisis dengan melihat plot Box-Cox untuk stasioneritas terhadap varian dan plot ACF untuk stasioneritas terhadap *mean*.

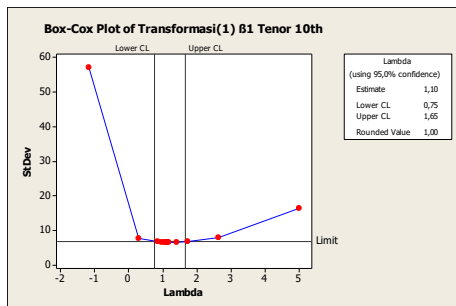
Langkah awal dalam merumuskan model ARIMA adalah dengan identifikasi stasioneritas baik dalam varian maupun *mean* terhadap data L tenor 10 tahun. Uji stasioner dalam varian dapat dilihat pada transformasi Box-Cox dimana dikatakan stasioner jika *rounded value*-nya adalah 1. Plot Transformasi Box-Cox dari data L tenor 10 tahun dapat dilihat pada Gambar 4.35.



Gambar 4.35 Plot Box-Cox dari Z_t

Gambar 4.35 menunjukkan nilai λ dengan nilai kepercayaan 95% berada diantara 1,37 dan 3,26, dengan nilai *estimate* sebesar 2,20 dan *rounded value* sebesar 2,00. Hal ini menunjukkan bahwa data belum stasioner terhadap varian karena nilai *rounded value*-nya tidak sama dengan 1. Oleh karena itu perlu dilakukan proses transformasi dengan rumusan sebagai berikut :

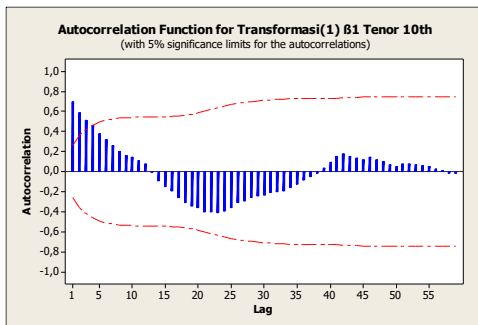
$$T(Z_t) = Z_t^2$$



Gambar 4.36 Plot Box-Cox dari transformasi(1)

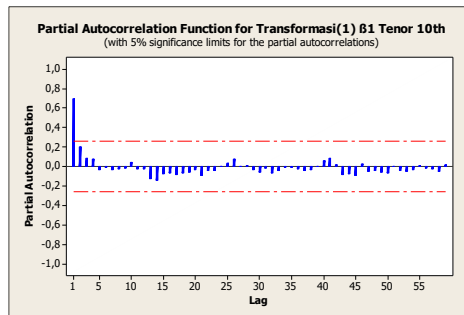
Pada Gambar 4.36 terlihat bahwa nilai *rounded value* sama dengan 1 sehingga menunjukkan bahwa data sudah stasioner terhadap varian. Selanjutnya, data hasil transformasi akan dinyatakan sebagai X_t .

Setelah data stasioner dalam varian, kemudian dilakukan uji stasioner dalam *mean* dapat dilihat dari plot *Autocorrelation Function* (ACF) dari data yang sudah stasioner dalam varian pada Gambar 4.37.



Gambar 4.37 Plot ACF dari X_t

Diperoleh lag ACF yang *cut-off* di lag ke-1 sampai dengan lag ke-3. Dari plot ACF diketahui pula bahwa plot ACF dari data transformasi memiliki pola sinusoidal. Karena plot ACF pada Gambar 4.37 memiliki pola yang turun secara cepat dan memiliki pola sinusoidal selanjutnya dapat dikatakan bahwa plot ACF telah memenuhi asumsi stasioneritas terhadap varian dan *mean* sehingga langkah selanjutnya adalah mengidentifikasi plot PACF dapat dilihat seperti pada Gambar 4.38.



Gambar 4.38 Plot PACF dari X_t

Dengan melihat ACF dan PACF yang diperoleh dari proses transformasi Box-Cox, proses *differencing* tidak perlu dilakukan dikarenakan data transformasi Box-Cox telah memenuhi asumsi stasioneritas terhadap rata-rata. Karena pada plot ACF *cut-off* pada lag ke-3 dan PACF didapatkan ada *cut-off* pada lag ke-1 sehingga model sementara yang dipakai adalah ARIMA(1,0,3) yang sesuai dengan plot ACF dan PACF.

2. Penaksiran dan Pengujian Parameter

Penaksiran parameter menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) dengan menggunakan *software* MINITAB. Hasil estimasi ditunjukkan pada Tabel 4.14.

Tabel 4.14 Estimasi Parameter Model ARIMA (1,0,0)

Parameter	Koefisien	SE	t-stat	P-value
AR(1)	0,8702	0,0807	10,00	0,000

Langkah selanjutnya adalah uji signifikansi parameter model ARIMA(1,0,0) dengan menggunakan uji- t untuk melihat kesesuaian dengan data yang ada seperti berikut :

Uji Parameter AR(1)

Hipotesis :

$H_0: \phi_1 = 0$ (parameter ϕ_1 tidak signifikan)

$H_1: \phi_1 \neq 0$ (parameter ϕ_1 signifikan)

Statistik Uji :

Sesuai dengan persamaan (2.7) diperoleh :

$$t_{hitung} = \frac{\phi_1}{SE(\phi_1)} = \frac{0,8702}{0,0807} = 10,00$$

$$t_{tabel} = t_{\left(\frac{\alpha}{2}\right), n-1} = t_{0,025; 59} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{tabel}$, maka H_0 ditolak yang artinya parameter model signifikan. Hasil uji signifikansi parameter pada model ARIMA(1,0,0) menunjukkan parameter AR(1) signifikan.

Tabel 4.15 *Diagnostic Checking*

Model	White Noise	Normalitas Residual
ARIMA(1,0,0)	Ya	Tidak
ARIMA(0,0,3)	Tidak	Tidak

Karena model ARIMA(1,0,0) memiliki residual yang tidak normal maka dapat dipastikan terdapat pencilan atau *outlier* pada model tersebut sehingga perlu dilakukan deteksi *outlier* pada residual ARIMA(1,0,0) sehingga diperoleh model ARIMA yang memenuhi semua uji asumsi yang diperlukan dengan cara meregresikan antara *outlier* dengan model ARIMA(1,0,0).

b. Nilai Parameter S pada *Yield* Tenor 10 Tahun

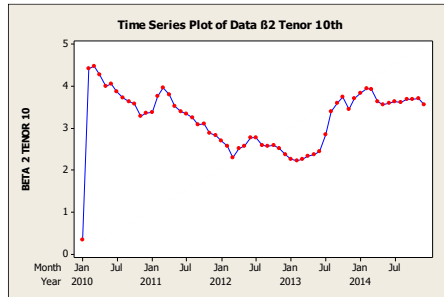
Langkah-langkah perumusan model ARIMA pada data S tenor 10 tahun akan dijelaskan sebagai berikut.

1. Identifikasi Model ARIMA

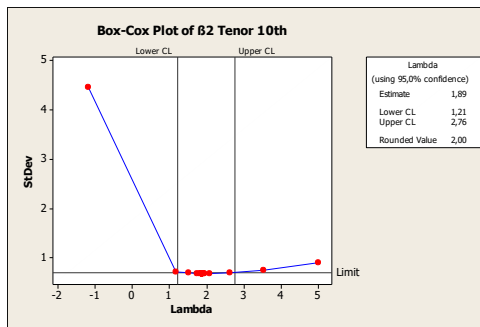
Data yang digunakan adalah data *time series* berupa nilai imbal hasil (*yields*) yang telah diestimasi dengan algoritma Filter Kalman dan dihasilkan deretan nilai L, S , dan C . Variabel yang digunakan adalah Z_t yang menyatakan nilai S pada tenor 10 tahun.

Pada Gambar 4.39 menunjukkan pola *time series* plot data S tenor 10 tahun, dimana plot *time series* ini bertujuan untuk mengetahui data Z_t memenuhi asumsi stasioner atau belum memenuhi. Stasioner adalah kondisi yang diperlukan dalam analisis deret waktu dimana tidak ada perubahan nilai *mean* dan varian secara signifikan dalam sistematis jangka waktu tertentu. Melalui gambar *time series* plot S tenor 10 tahun ini terlihat bahwa data mengalami trend naik maupun turun. Terlihat juga dari fluktuasi data bahwa data belum stasioner dalam varian maupun dalam *mean* karena antara titik satu dengan titik lainnya sangat bervariasi, sehingga dilakukan analisis dengan melihat plot Box-Cox untuk stasioneritas terhadap varian dan plot ACF untuk stasioneritas terhadap *mean*.

Langkah awal dalam merumuskan model ARIMA adalah dengan identifikasi stasioneritas baik dalam varian maupun *mean* terhadap data S tenor 10 tahun. Uji stasioner dalam varian dapat dilihat pada transformasi Box-Cox dimana dikatakan stasioner jika *rounded value*-nya adalah 1. Plot Transformasi Box-Cox dari data S tenor 5 tahun dapat dilihat pada Gambar 4.40.



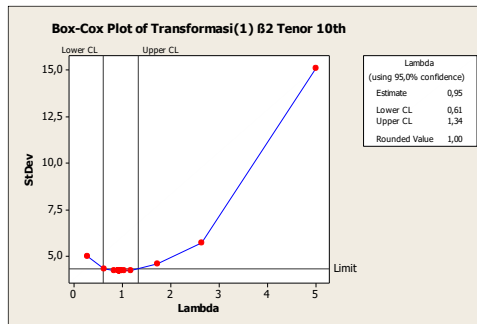
Gambar 4.39 Plot *time series* dari Z_t



Gambar 4.40 Plot Box-Cox dari Z_t

Gambar 4.40 menunjukkan nilai λ dengan nilai kepercayaan 95% berada diantara 1,21 dan 2,76, dengan nilai *estimate* sebesar 1,89 dan *rounded value* sebesar 2,00. Hal ini menunjukkan bahwa data belum stasioner terhadap varian karena nilai *rounded value*-nya tidak sama dengan 1. Oleh karena itu perlu dilakukan proses transformasi dengan rumusan sebagai berikut :

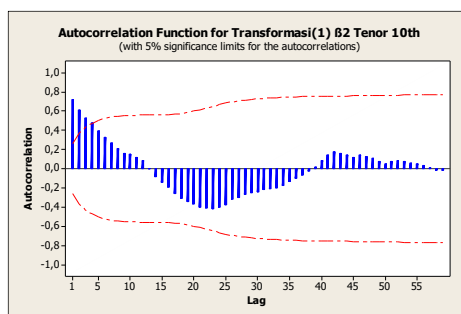
$$T(Z_t) = Z_t^2$$



Gambar 4.41 Plot Box-Cox dari transformasi(1)

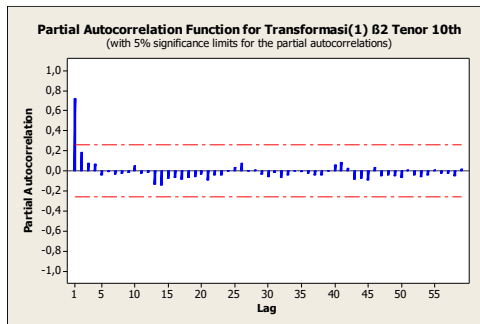
Pada Gambar 4.41 terlihat bahwa nilai *rounded value* sama dengan 1 sehingga menunjukkan bahwa data sudah stasioner terhadap varian. Selanjutnya, data hasil transformasi akan dinyatakan sebagai X_t .

Setelah data stasioner dalam varian, kemudian dilakukan uji stasioner dalam *mean* dapat dilihat dari plot *Autocorrelation Function* (ACF) dari data yang sudah stasioner dalam varian pada Gambar 4.42.



Gambar 4.42 Plot ACF dari X_t

Diperoleh lag ACF yang *cut-off* di lag ke-1 sampai dengan lag ke-3. Dari plot ACF diketahui pula bahwa plot ACF dari data transformasi memiliki pola sinusoidal. Karena plot ACF pada Gambar 4.42 memiliki pola yang turun secara cepat dan memiliki pola sinusoidal selanjutnya dapat dikatakan bahwa plot ACF telah memenuhi asumsi stasioneritas terhadap varian dan *mean* sehingga langkah selanjutnya adalah mengidentifikasi plot PACF dapat dilihat seperti pada Gambar 4.43.



Gambar 4.43 Plot PACF dari X_t

Dengan melihat ACF dan PACF yang diperoleh dari proses transformasi Box-Cox, proses *differencing* tidak perlu dilakukan dikarenakan data transformasi Box-Cox telah memenuhi asumsi stasioneritas terhadap rata-rata. Karena pada plot ACF *cut-off* pada lag ke-3 dan PACF didapatkan ada *cut-off* pada lag ke-1 sehingga model sementara yang dipakai adalah ARIMA(1,0,3) yang sesuai dengan plot ACF dan PACF.

2. Penaksiran dan Pengujian Parameter

Penaksiran parameter menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) dengan menggunakan *software* MINITAB. Hasil estimasi ditunjukkan pada Tabel 4.16.

Tabel 4.16 Estimasi Parameter Model ARIMA (1,0,0)

Parameter	Koefisien	SE	t-stat	P-value
AR(1)	0,8145	0,0793	10,28	0,000

Langkah selanjutnya adalah uji signifikansi parameter model ARIMA(1,0,0) dengan menggunakan uji-*t* untuk melihat kesesuaian dengan data yang ada seperti berikut :

Uji Parameter AR(1)

Hipotesis :

$H_0: \phi_1 = 0$ (parameter ϕ_1 tidak signifikan)

$H_1: \phi_1 \neq 0$ (parameter ϕ_1 signifikan)

Statistik Uji :

Sesuai dengan persamaan (2.7) diperoleh :

$$t_{hitung} = \frac{\phi_1}{SE(\phi_1)} = \frac{0,8145}{0,0793} = 10,28$$

$$t_{tabel} = t_{\left(\frac{\alpha}{2}\right), n-1} = t_{0,025; 59} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{tabel}$, maka H_0 ditolak yang artinya parameter model signifikan. Hasil uji signifikansi parameter pada model ARIMA(1,0,0) menunjukkan parameter AR(1) signifikan.

Tabel 4.17 *Diagnostic Checking*

Model	White Noise	Normalitas Residual
ARIMA(1,0,0)	Ya	Tidak
ARIMA(0,0,3)	Tidak	Tidak

Karena model ARIMA(1,0,0) memiliki residual yang tidak normal maka dapat dipastikan terdapat penciran atau *outlier* pada model tersebut sehingga perlu dilakukan deteksi *outlier* pada residual ARIMA(1,0,0) sehingga diperoleh model ARIMA yang

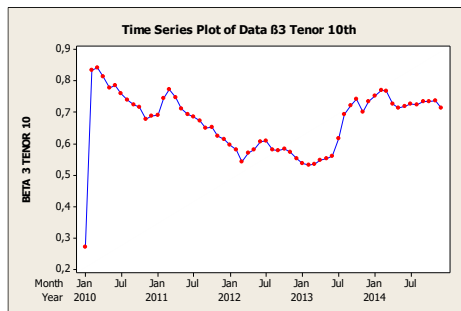
memenuhi semua uji asumsi yang diperlukan dengan cara meregresikan antara *outlier* dengan model ARIMA(1,0,0).

c. Nilai Parameter C pada Yield Tenor 10 Tahun

Langkah-langkah perumusan model ARIMA pada data C tenor 10 tahun akan dijelaskan sebagai berikut.

1. Identifikasi Model ARIMA

Data yang digunakan adalah data *time series* berupa nilai imbal hasil (*yields*) yang telah diestimasi dengan algoritma Filter Kalman dan dihasilkan deretan nilai L , S , dan C . Variabel yang digunakan adalah Z_t yang menyatakan nilai C pada tenor 10 tahun.

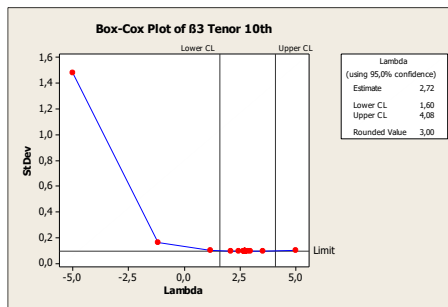


Gambar 4.44 Plot *time series* dari Z_t

Pada Gambar 4.44 menunjukkan pola *time series* plot data C tenor 10 tahun, dimana plot *time series* ini bertujuan untuk mengetahui data Z_t memenuhi asumsi stasioner atau belum memenuhi. Stasioner adalah kondisi yang diperlukan dalam analisis deret waktu dimana tidak ada perubahan nilai *mean* dan varian secara signifikan dalam sistematika jangka waktu tertentu. Melalui gambar *time series* plot C tenor 10 tahun ini terlihat bahwa data mengalami trend naik maupun turun. Terlihat juga dari fluktuasi data bahwa data belum stasioner dalam varian maupun

dalam *mean* karena antara titik satu dengan titik lainnya sangat bervariasi, sehingga dilakukan analisis dengan melihat plot Box-Cox untuk stasioneritas terhadap varian dan plot ACF untuk stasioneritas terhadap *mean*.

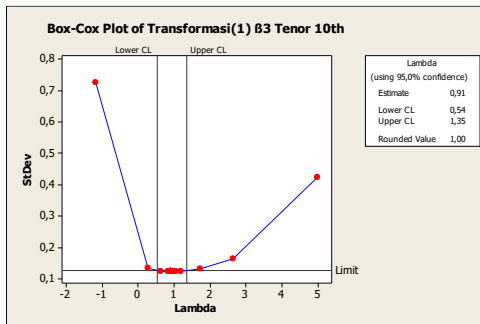
Langkah awal dalam merumuskan model ARIMA adalah dengan identifikasi stasioneritas baik dalam varian maupun *mean* terhadap data *C* tenor 10 tahun. Uji stasioner dalam varian dapat dilihat pada transformasi Box-Cox dimana dikatakan stasioner jika *rounded value*-nya adalah 1. Plot Transformasi Box-Cox dari data *C* tenor 10 tahun dapat dilihat pada Gambar 4.45.



Gambar 4.45 Plot Box-Cox dari Z_t

Gambar 4.45 menunjukkan nilai λ dengan nilai kepercayaan 95% berada diantara 1,60 dan 4,08, dengan nilai *estimate* sebesar 2,72 dan *rounded value* sebesar 3,00. Hal ini menunjukkan bahwa data belum stasioner terhadap varian karena nilai *rounded value*-nya tidak sama dengan 1. Oleh karena itu perlu dilakukan proses transformasi dengan rumusan sebagai berikut :

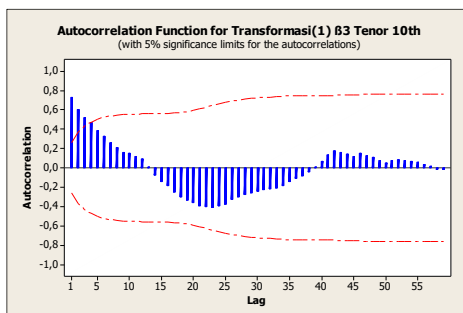
$$T(Z_t) = Z_t^3$$



Gambar 4.46 Plot Box-Cox dari transformasi(1)

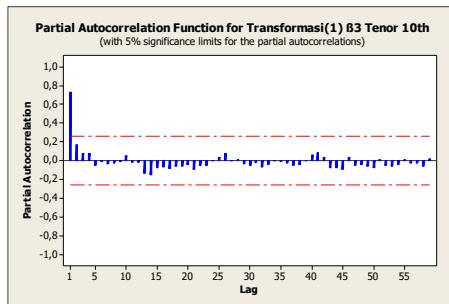
Pada Gambar 4.46 terlihat bahwa nilai *rounded value* sama dengan 1 sehingga menunjukkan bahwa data sudah stasioner terhadap varian. Selanjutnya, data hasil transformasi akan dinyatakan sebagai X_t .

Setelah data stasioner dalam varian, kemudian dilakukan uji stasioner dalam *mean* dapat dilihat dari plot *Autocorrelation Function* (ACF) dari data yang sudah stasioner dalam varian pada Gambar 4.47.



Gambar 4.47 Plot ACF dari X_t

Diperoleh lag ACF yang *cut-off* di lag ke-1 sampai dengan lag ke-3. Dari plot ACF diketahui pula bahwa plot ACF dari data transformasi memiliki pola sinusoidal. Karena plot ACF pada Gambar 4.47 memiliki pola yang turun secara cepat dan memiliki pola sinusoidal selanjutnya dapat dikatakan bahwa plot ACF telah memenuhi asumsi stasioneritas terhadap varian dan *mean* sehingga langkah selanjutnya adalah mengidentifikasi plot PACF dapat dilihat seperti pada Gambar 4.48.



Gambar 4.48 Plot PACF dari X_t

Dengan melihat ACF dan PACF yang diperoleh dari proses transformasi Box-Cox, proses *differencing* tidak perlu dilakukan dikarenakan data transformasi Box-Cox telah memenuhi asumsi stasioneritas terhadap rata-rata. Karena pada plot ACF *cut-off* pada lag ke-3 dan PACF didapatkan ada *cut-off* pada lag ke-1 sehingga model sementara yang dipakai adalah ARIMA(1,0,3) yang sesuai dengan plot ACF dan PACF.

2. Penaksiran dan Pengujian Parameter

Penaksiran parameter menggunakan metode *Maximum Likelihood Estimation* (MLE) dengan menggunakan *software* MINITAB. Hasil estimasi ditunjukkan pada Tabel 4.18.

Tabel 4.18 Estimasi Parameter Model ARIMA (1,0,0)

Parameter	Koefisien	SE	t-stat	P-value
AR(1)	0,8100	0,0797	10,17	0,000

Langkah selanjutnya adalah uji signifikansi parameter model ARIMA(1,0,0) dengan menggunakan uji- t untuk melihat kesesuaian dengan data yang ada seperti berikut :

Uji Parameter AR(1)

Hipotesis :

$H_0: \phi_1 = 0$ (parameter ϕ_1 tidak signifikan)

$H_1: \phi_1 \neq 0$ (parameter ϕ_1 signifikan)

Statistik Uji :

Sesuai dengan persamaan (2.7) diperoleh :

$$t_{hitung} = \frac{\phi_1}{SE(\phi_1)} = \frac{0,8100}{0,0797} = 10,17$$

$$t_{tabel} = t_{\left(\frac{\alpha}{2}\right), n-1} = t_{0,025; 59} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{tabel}$, maka H_0 ditolak yang artinya parameter model signifikan. Hasil uji signifikansi parameter pada model ARIMA(1,0,0) menunjukkan parameter AR(1) signifikan.

Tabel 4.19 Diagnostic Checking

Model	White Noise	Normalitas Residual
ARIMA(1,0,0)	Ya	Tidak
ARIMA(0,0,3)	Tidak	Tidak

Karena model ARIMA(1,0,0) memiliki residual yang tidak normal maka dapat dipastikan terdapat pencilan atau *outlier* pada model tersebut sehingga perlu dilakukan deteksi *outlier* pada residual ARIMA(1,0,0) sehingga diperoleh model ARIMA yang memenuhi semua uji asumsi yang diperlukan dengan cara meregresikan antara *outlier* dengan model ARIMA(1,0,0).

4.3 Deteksi *Outlier* AR(1)

Karena model AR(1) tidak memenuhi uji asumsi residul berdistribusi normal maka perlunya mendeteksi *outlier* pada residual AR(1). Dengan model AR(1) adalah

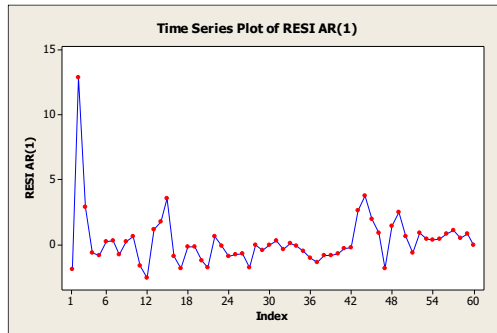
$$Y_t^* = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1}^* + e_t \quad (4.3)$$

4.3.1 Deteksi *Outlier* pada *L, S, dan C* Tenor 2 Tahun

Langkah-langkah deteksi *Outlier* pada data *L, S, dan C* tenor 2 tahun akan dijelaskan sebagai berikut.

a. Deteksi *Outlier* pada *L* Tenor 2 Tahun

Hasil plot e_t dari persamaan AR(1) dapat dilihat pada Gambar 4.49 terlihat bahwa terdapat 1 *outlier* yang terdeteksi di $t = 2$. Dengan cara meregresikan persamaan (4.3) dengan persamaan (4.4) diperoleh persamaan regresi seperti pada persamaan (2.11).



Gambar 4.49 *Outlier* x_1

$$x_1(t) = \begin{cases} 1; t: 2 \\ 0; t: \text{yang lain} \end{cases} \quad (4.4)$$

Sehingga diperoleh model regresi

$$Y_t^* = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1}^* + \beta_1 x_1(t) + e_t \quad (4.5)$$

Dengan estimasi parameter seperti pada Tabel 4.20, sehingga diperoleh taksiran model.

Tabel 4.20 Estimasi Parameter L pada *Yield* Tenor 2 Tahun

Parameter	Koefisien	SE	t -stat	p -value
ϕ_0	2,5111	0,7913	3,17	0,002
ϕ_1	0,78193	0,07001	11,17	0,000
β_1	3,114	2,131	1,46	0,150

$$\hat{Y}_t^* = 2,51 + 0,782 Y_{t-1}^* + 3,11 x_1(t) + e_t$$

Selanjutnya dilakukan pengujian parameter model pada persamaan (4.5) dengan melakukan uji serentak dan parsial sebagai berikut :

1. Uji Serentak

Pengujian serentak digunakan untuk menguji pengaruh variabel prediktor secara bersama-sama terhadap variabel respon. Hasil tabel uji serentak dapat dilihat pada Lampiran 2 nomor 1.

Hipotesis :

$$H_0: \phi_0 = \phi_1 = \beta_1 = 0$$

$$H_1: \text{minimal ada satu dari } \phi_0, \phi_1, \beta_1 \neq 0$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.16) diperoleh

$$F_{hitung} = \frac{293,62}{4,37} = 67,13$$

$$F_{0,05,2,56} = 3,16$$

Karena $F_{hitung} > F_{0.05,2,56}$ maka H_0 ditolak sehingga disimpulkan variabel prediktor berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

2. Uji Parsial

Pengujian parsial bertujuan mengetahui variabel mana sajakah yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Hasil tabel uji parsial dapat dilihat pada Lampiran 3 nomor 1.

Uji parameter ϕ_0

Hipotesis :

$H_0: \phi_0 = 0$ (ϕ_0 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \phi_0 \neq 0$ (ϕ_0 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{2,5111}{0,7913} = 3,17$$

$$t_{0.025,56} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,56}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_0 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter ϕ_1

Hipotesis :

$H_0: \phi_1 = 0$ (ϕ_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \phi_1 \neq 0$ (ϕ_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,78193}{0,07001} = 11,17$$

$$t_{0.025,56} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,56}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_1 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_1

Hipotesis :

$H_0: \beta_1 = 0$ (β_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_1 \neq 0$ (β_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{3,114}{2,131} = 1,46$$

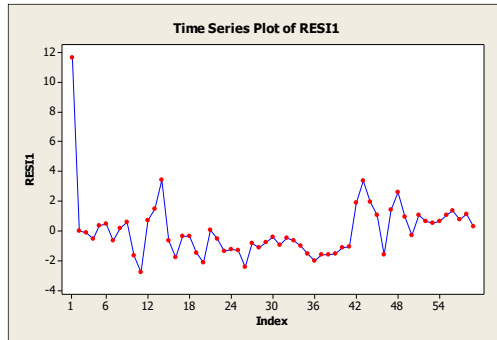
$$t_{0.025,56} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| < t_{0.025,56}$ maka H_0 diterima sehingga parameter β_1 tidak signifikan terhadap variabel prediktor.

Karena masih terdapat parameter yang tidak signifikan maka dilakukan deteksi *outlier* guna mendapatkan *outlier* yang berpengaruh signifikan.

Hasil plot e_t dari persamaan (4.5) dapat dilihat pada Gambar 4.50. terlihat bahwa terdapat 1 *outlier* yang terdeteksi di $t = 1$. Dengan cara meregresikan persamaan (4.5) dengan persamaan (4.6) diperoleh model regresi seperti pada persamaan (2.11)

$$x_2(t) = \begin{cases} 1; t: 1 \\ 0; t: \text{yang lain} \end{cases} \quad (4.6)$$



Gambar 4.50 *Outlier x_2*

Sehingga diperoleh model regresi

$$Y_t^* = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1}^* + \beta_1 x_1(t) + \beta_2 x_2(t) + e_t \quad (4.7)$$

Dengan hasil estimasi parameter seperti pada Tabel 4.21, sehingga diperoleh taksiran model.

Tabel 4.21 Estimasi Parameter L pada *Yield* Tenor 2 Tahun

Parameter	Koefisien	SE	t -stat	p -value
ϕ_0	0,7722	0,5179	1,49	0,142
ϕ_1	0,92443	0,04543	20,35	0,000
β_1	2,723	1,309	2,08	0,042
β_2	13,246	1,369	9,68	0,000

$$\hat{Y}_t^* = 0,772 + 0,924 Y_{t-1}^* + 2,72 x_1(t) + 13,2 x_2(t) + e_t$$

Selanjutnya dilakukan pengujian parameter model pada persamaan (4.7) dengan melakukan uji serentak dan parsial sebagai berikut :

1. Uji Serentak

Pengujian serentak digunakan untuk menguji pengaruh variabel prediktor secara bersama-sama terhadap variabel respon. Hasil tabel uji serentak dapat dilihat pada Lampiran 2 nomor 2.

Hipotesis :

$$H_0: \phi_0 = \phi_1 = \beta_1 = \beta_2 = 0$$

$$H_1: \text{minimal ada satu dari } \phi_0, \phi_1, \beta_1, \beta_2 \neq 0$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.16) diperoleh

$$F_{hitung} = \frac{247,18}{1,65} = 149,96$$

$$F_{0.05,3,55} = 3,16$$

Karena $F_{hitung} > F_{0.05,3,55}$ maka H_0 ditolak sehingga disimpulkan variabel prediktor berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

2. Uji Parsial

Pengujian parsial bertujuan mengetahui variabel mana sajakah yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Hasil tabel uji parsial dapat dilihat pada Lampiran 3 nomor 2.

Uji parameter ϕ_0

Hipotesis :

$$H_0: \phi_0 = 0 \text{ (}\phi_0 \text{ tidak berpengaruh signifikan)}$$

$$H_1: \phi_0 \neq 0 \text{ (}\phi_0 \text{ berpengaruh signifikan)}$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,7722}{0,5179} = 1,49$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| < t_{0.025,55}$ maka H_0 diterima sehingga parameter ϕ_0 tidak signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter ϕ_1

Hipotesis :

$H_0: \phi_1 = 0$ (ϕ_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \phi_1 \neq 0$ (ϕ_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,92443}{0,04543} = 20,35$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_1 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_1

Hipotesis :

$H_0: \beta_1 = 0$ (β_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_1 \neq 0$ (β_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{2,723}{1,309} = 2,08$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter β_1 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_2

Hipotesis :

$H_0: \beta_2 = 0$ (β_2 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_2 \neq 0$ (β_2 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{13,246}{1,369} = 9,68$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter β_2 signifikan terhadap variabel prediktor.

Karena masih terdapat parameter yang tidak signifikan maka dilakukan deteksi *outlier* guna mendapatkan *outlier* yang berpengaruh signifikan.

Karena persamaan tersebut masih belum memenuhi signifikansi maka dilakukan regresi persamaan (4.7) dengan $x_1(t)$ dan $x_2(t)$ sehingga diperoleh persamaan (4.8) dengan hasil estimasi parameter ditunjukkan pada Tabel 4.22 yang memenuhi signifikansi adalah sebagai berikut.

$$Y_t^* = \phi_1 Y_{t-1}^* + \beta_1 x_1(t) + \beta_2 x_2(t) + e_t \quad (4.8)$$

Dengan regresi diperoleh estimasi parameter seperti pada Tabel 4.22, sehingga diperoleh taksiran model.

Tabel 4.22 Estimasi Parameter L pada *Yield* Tenor 2 Tahun

Parameter	Koefisien	SE	t -stat	p -value
ϕ_1	0,98841	0,01508	65,55	0,000
β_1	2,540	1,317	1,93	0,059
β_2	13,954	1,298	10,75	0,000

$$\hat{Y}_t^* = 0,988 Y_{t-1}^* + 2,54 x_1(t) + 14,0 x_2(t) + e_t$$

Selanjutnya dilakukan pengujian parameter model pada persamaan (4.8) dengan melakukan uji serentak dan parsial sebagai berikut :

1. Uji Serentak

Pengujian serentak digunakan untuk menguji pengaruh variabel prediktor secara bersama-sama terhadap variabel respon. Hasil tabel uji serentak dapat dilihat pada Lampiran 2 nomor 3.

Hipotesis :

$$H_0: \phi_1 = \beta_1 = \beta_2 = 0$$

$$H_1: \text{minimal ada satu dari } \phi_1, \beta_1, \beta_2 \neq 0$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.16) diperoleh

$$F_{hitung} = \frac{2586,8}{1,7} = 1535,89$$

$$F_{0.05,2,56} = 3,16$$

Karena $F_{hitung} > F_{0.05,2,56}$ maka H_0 ditolak sehingga disimpulkan variabel prediktor berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

2. Uji Parsial

Pengujian parsial bertujuan mengetahui variabel mana sajakah yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Hasil tabel uji parsial dapat dilihat pada Lampiran 3 nomor 3.

Uji parameter ϕ_1

Hipotesis :

$$H_0: \phi_1 = 0 \text{ (}\phi_1 \text{ tidak berpengaruh signifikan)}$$

$$H_1: \phi_1 \neq 0 \text{ (}\phi_1 \text{ berpengaruh signifikan)}$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,98841}{0,01508} = 65,55$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_1 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_1

Hipotesis :

$H_0: \beta_1 = 0$ (β_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_1 \neq 0$ (β_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{2,540}{1,317} = 1,93$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| < t_{0.025,55}$ maka H_0 diterima sehingga parameter β_1 tidak signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_2

Hipotesis :

$H_0: \beta_2 = 0$ (β_2 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_2 \neq 0$ (β_2 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{13,954}{1,298} = 10,75$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0,025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter β_2 signifikan terhadap variabel prediktor.

Karena persamaan tersebut masih belum memenuhi signifikansi maka dilakukan regresi persamaan (4.8) dengan $x_2(t)$ sehingga diperoleh persamaan (4.9) dengan hasil estimasi parameter ditunjukkan pada Tabel 4.23 yang memenuhi signifikansi dan memenuhi asumsi residual berdistribusi normal seperti yang dapat dilihat pada Gambar 4.51. Persamaan ARIMA(1,0,0) yang dapat digunakan yang telah memenuhi uji asumsi residual normal adalah sebagai berikut.

$$Y_t^* = \phi_1 Y_{t-1}^* + \beta_2 x_2(t) + e_t \quad (4.9)$$

Dengan regresi diperoleh estimasi parameter seperti pada Tabel 4.23, sehingga diperoleh taksiran model.

$$\hat{Y}_t^* = 0,993 Y_{t-1}^* + 13,9 x_2(t) + e_t$$

Tabel 4.23 Estimasi Parameter L pada *Yield* Tenor 2 Tahun

Parameter	Koefisien	SE	t -stat	p -value
ϕ_1	0,99338	0,01521	65,33	0,000
β_2	13,949	1,328	10,50	0,000

Selanjutnya dilakukan pengujian parameter model pada persamaan (4.8) dengan melakukan uji serentak dan parsial sebagai berikut :

1. Uji Serentak

Pengujian serentak digunakan untuk menguji pengaruh variabel prediktor secara bersama-sama terhadap variabel respon. Hasil tabel uji serentak dapat dilihat pada Lampiran 2 nomor 4.

Hipotesis :

$$H_0: \phi_1 = \beta_2 = 0$$

$$H_1: \text{minimal ada satu dari } \phi_1, \beta_2 \neq 0$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.16) diperoleh

$$F_{hitung} = \frac{3877,1}{1,8} = 2197,22$$

$$F_{0,05,1,57} = 4,01$$

Karena $F_{hitung} > F_{0,05,1,57}$ maka H_0 ditolak sehingga disimpulkan variabel prediktor berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

2. Uji Parsial

Pengujian parsial bertujuan mengetahui variabel mana sajakah yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Hasil tabel uji parsial dapat dilihat pada Lampiran 3 nomor 4.

Uji parameter ϕ_1

Hipotesis :

$$H_0: \phi_1 = 0 \text{ (}\phi_1 \text{ tidak berpengaruh signifikan)}$$

$$H_1: \phi_1 \neq 0 \text{ (}\phi_1 \text{ berpengaruh signifikan)}$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,99338}{0,01521} = 65,33$$

$$t_{0,025,57} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0,025,57}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_1 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_2

Hipotesis :

$H_0: \beta_2 = 0$ (β_2 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_2 \neq 0$ (β_2 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{13,949}{1,328} = 10,50$$

$$t_{0,025,57} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0,025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter β_2 signifikan terhadap variabel prediktor.

3. Uji Normalitas Residual

Hipotesis :

$H_0: F(x) = F_0(x)$ (residual berdistribusi normal)

$H_1: F(x) \neq F_0(x)$ (residual tidak berdistribusi normal)

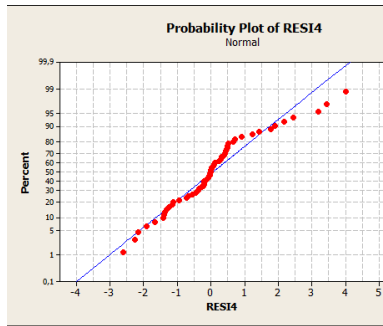
Statistik uji :

Uji normalitas menggunakan Kolmogrov-Smirnov dapat dilihat pada persamaan (2.9) sehingga diperoleh

$$D_{hitung} = 0,164$$

$$D_{tabel} = D_{0,95,59} = 0,1758$$

Karena $D_{hitung} < D_{tabel}$ maka H_0 diterima sehingga residual berdistribusi normal, seperti yang dapat dilihat pada Gambar 4.51.



Gambar 4.51 Residual AR(1) dengan Regresi *Outlier*

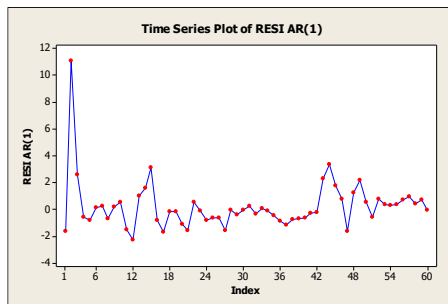
b. Deteksi *Outlier* pada 5 Tenor 2 Tahun

Hasil plot e_t dari persamaan AR(1) dapat dilihat pada Gambar 4.52 terlihat bahwa terdapat 1 *outlier* yang terdeteksi di $t = 2$. Dengan cara meregresikan persamaan (4.3) dengan persamaan (4.10) diperoleh persamaan regresi seperti pada persamaan (2.11)

$$x_1(t) = \begin{cases} 1; t: 2 \\ 0; t: \text{yang lain} \end{cases} \quad (4.10)$$

Sehingga diperoleh model regresi

$$Y_t^* = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1}^* + \beta_1 x_1(t) + e_t \quad (4.11)$$



Gambar 4.52 *Outlier* x_1

Dengan estimasi parameter seperti pada Tabel 4.24, sehingga diperoleh taksiran model.

Tabel 4.24 Estimasi Parameter S pada *Yield* Tenor 2 Tahun

Parameter	Koefisien	SE	t -stat	p -value
ϕ_0	2,0205	0,6523	3,10	0,003
ϕ_1	0,78826	0,06946	11,35	0,000
β_1	2,751	1,853	1,48	0,143

$$\hat{Y}_t^* = 2,02 + 0,788 Y_{t-1}^* + 2,75 x_1(t) + e_t$$

Selanjutnya dilakukan pengujian parameter model pada persamaan (4.11) dengan melakukan uji serentak dan parsial sebagai berikut :

1. Uji Serentak

Pengujian serentak digunakan untuk menguji pengaruh variabel prediktor secara bersama-sama terhadap variabel respon. Hasil tabel uji serentak dapat dilihat pada Lampiran 2 nomor 5.

Hipotesis :

$$H_0: \phi_0 = \phi_1 = \beta_1 = 0$$

$$H_1: \text{minimal ada satu dari } \phi_0, \phi_1, \beta_1 \neq 0$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.16) diperoleh

$$F_{hitung} = \frac{229,22}{3,31} = 69,33$$

$$F_{0.05,2,56} = 3,16$$

Karena $F_{hitung} > F_{0.05,2,56}$ maka H_0 ditolak sehingga disimpulkan variabel prediktor berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

2. Uji Parsial

Pengujian parsial bertujuan mengetahui variabel mana sajakah yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Hasil tabel uji parsial dapat dilihat pada Lampiran 3 nomor 5.

Uji parameter ϕ_0

Hipotesis :

$H_0: \phi_0 = 0$ (ϕ_0 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \phi_0 \neq 0$ (ϕ_0 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{2,0205}{0,6523} = 3,10$$

$$t_{0.025,56} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,56}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_0 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter ϕ_1

Hipotesis :

$H_0: \phi_1 = 0$ (ϕ_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \phi_1 \neq 0$ (ϕ_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,78826}{0,06946} = 11,35$$

$$t_{0.025,56} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,56}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_1 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_1

Hipotesis :

$H_0: \beta_1 = 0$ (β_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_1 \neq 0$ (β_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{2,751}{1,853} = 1,48$$

$$t_{0.025,56} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| < t_{0.025,56}$ maka H_0 diterima sehingga parameter β_1 tidak signifikan terhadap variabel prediktor.

Karena masih terdapat parameter yang tidak signifikan maka dilakukan deteksi *outlier* guna mendapatkan *outlier* yang berpengaruh signifikan.

Hasil plot e_t dari persamaan (4.10) dapat dilihat pada Gambar 4.53 terlihat bahwa terdapat 1 *outlier* yang terdeteksi di $t = 1$. Dengan cara meregresikan persamaan (4.10) dengan persamaan (4.12) diperoleh model regresi seperti pada persamaan (2.11)

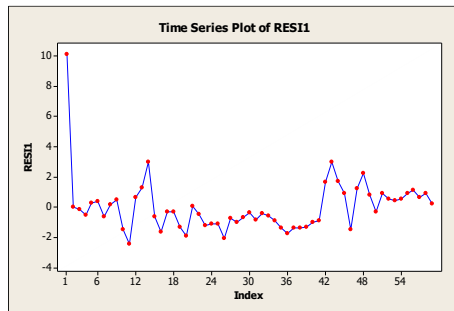
$$x_2(t) = \begin{cases} 1; t: 1 \\ 0; t: \text{yang lain} \end{cases} \quad (4.12)$$

Sehingga diperoleh model regresi

$$Y_t^* = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1}^* + \beta_1 x_1(t) + \beta_2 x_2(t) + e_t \quad (4.13)$$

Dengan hasil estimasi parameter seperti pada Tabel 4.25, sehingga diperoleh taksiran model.

$$\hat{Y}_t^* = 0,639 + 0,924 Y_{t-1}^* + 2,43 x_1(t) + 11,4 x_2(t) + e_t$$



Gambar 4.53 *Outlier x_2*

Tabel 4.25 Estimasi Parameter S pada *Yield* Tenor 2 Tahun

Parameter	Koefisien	SE	t -stat	p -value
ϕ_0	0,6389	0,4310	1,48	0,144
ϕ_1	0,92389	0,04550	20,30	0,000
β_1	2,430	1,153	2,11	0,040
β_2	11,387	1,202	9,48	0,000

Selanjutnya dilakukan pengujian parameter model pada persamaan (4.13) dengan melakukan uji serentak dan parsial sebagai berikut :

1. Uji Serentak

Pengujian serentak digunakan untuk menguji pengaruh variabel prediktor secara bersama-sama terhadap variabel respon. Hasil tabel uji serentak dapat dilihat pada Lampiran 2 nomor 6.

Hipotesis :

$$H_0: \phi_0 = \phi_1 = \beta_1 = \beta_2 = 0$$

$$H_1: \text{minimal ada satu dari } \phi_0, \phi_1, \beta_1, \beta_2 \neq 0$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.16) diperoleh

$$F_{hitung} = \frac{191,09}{1,28} = 149,47$$

$$F_{0.05,3,55} = 3,16$$

Karena $F_{hitung} > F_{0.05,3,55}$ maka H_0 ditolak sehingga disimpulkan variabel prediktor berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

2. Uji Parsial

Pengujian parsial bertujuan mengetahui variabel mana sajakah yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Hasil tabel uji parsial dapat dilihat pada Lampiran 3 nomor 6.

Uji parameter ϕ_0

Hipotesis :

$H_0: \phi_0 = 0$ (ϕ_0 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \phi_0 \neq 0$ (ϕ_0 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,6389}{0,4310} = 1,48$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| < t_{0.025,55}$ maka H_0 diterima sehingga parameter ϕ_0 tidak signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter ϕ_1

Hipotesis :

$H_0: \phi_1 = 0$ (ϕ_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \phi_1 \neq 0$ (ϕ_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,92389}{0,04550} = 20,30$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_1 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_1

Hipotesis :

$H_0: \beta_1 = 0$ (β_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_1 \neq 0$ (β_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{2,430}{1,153} = 2,11$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter β_1 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_2

Hipotesis :

$H_0: \beta_2 = 0$ (β_2 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_2 \neq 0$ (β_2 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{11,387}{1,202} = 9,48$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0,025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter β_2 signifikan terhadap variabel prediktor.

Karena masih terdapat parameter yang tidak signifikan maka dilakukan deteksi *outlier* guna mendapatkan *outlier* yang berpengaruh signifikan.

Karena persamaan tersebut masih belum memenuhi signifikansi maka dilakukan regresi persamaan (4.13) dengan $x_1(t)$ dan $x_2(t)$ sehingga diperoleh persamaan (4.14) dengan hasil estimasi parameter ditunjukkan pada Tabel 4.26 yang memenuhi signifikansi adalah sebagai berikut.

$$Y_t^* = \phi_1 Y_{t-1}^* + \beta_1 x_1(t) + \beta_2 x_2(t) + e_t \quad (4.14)$$

Dengan regresi diperoleh estimasi parameter seperti pada Tabel 4.26, sehingga diperoleh taksiran model.

$$\hat{Y}_t^* = 0,987 Y_{t-1}^* + 2,27 x_1(t) + 12,0 x_2(t) + e_t$$

Tabel 4.26 Estimasi Parameter S pada *Yield* Tenor 2 Tahun

Parameter	Koefisien	SE	t -stat	p -value
ϕ_1	0,98714	0,01598	61,78	0,000
β_1	2,274	1,160	1,96	0,055
β_2	11,990	1,143	10,49	0,000

Selanjutnya dilakukan pengujian parameter model pada persamaan (4.14) dengan melakukan uji serentak dan parsial sebagai berikut :

1. Uji Serentak

Pengujian serentak digunakan untuk menguji pengaruh variabel prediktor secara bersama-sama terhadap variabel respon. Hasil tabel uji serentak dapat dilihat pada Lampiran 2 nomor 7.

Hipotesis :

$$H_0: \phi_1 = \beta_1 = \beta_2 = 0$$

$$H_1: \text{minimal ada satu dari } \phi_1, \beta_1, \beta_2 \neq 0$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.16) diperoleh

$$F_{hitung} = \frac{1785,6}{1,3} = 1367,45$$

$$F_{0,05,2,55} = 3,16$$

Karena $F_{hitung} > F_{0,05,2,55}$ maka H_0 ditolak sehingga disimpulkan variabel prediktor berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

2. Uji Parsial

Pengujian parsial bertujuan mengetahui variabel mana sajakah yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Hasil tabel uji parsial dapat dilihat pada Lampiran 3 nomor 7.

Uji parameter ϕ_1

Hipotesis :

$$H_0: \phi_1 = 0 \text{ (}\phi_1 \text{ tidak berpengaruh signifikan)}$$

$$H_1: \phi_1 \neq 0 \text{ (}\phi_1 \text{ berpengaruh signifikan)}$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,98714}{0,01598} = 61,78$$

$$t_{0,025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0,025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_1 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_1

Hipotesis :

$H_0: \beta_1 = 0$ (β_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_1 \neq 0$ (β_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{2,274}{1,160} = 1,96$$

$$t_{0,025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| = t_{0,025,55}$ maka H_0 diterima sehingga parameter β_1 tidak signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_2

Hipotesis :

$H_0: \beta_2 = 0$ (β_2 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_2 \neq 0$ (β_2 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{11,990}{1,143} = 10,49$$

$$t_{0,025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0,025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter β_2 signifikan terhadap variabel prediktor.

Karena persamaan tersebut masih belum memenuhi signifikansi maka dilakukan regresi persamaan (4.14) dengan $x_2(t)$ sehingga diperoleh persamaan (4.15) dengan hasil estimasi parameter ditunjukkan pada Tabel 4.27 yang memenuhi signifikansi dan memenuhi asumsi residual berdistribusi normal seperti yang

dapat dilihat pada Gambar 4.54. Persamaan ARIMA(1,0,0) yang dapat digunakan yang telah memenuhi uji asumsi residual normal adalah sebagai berikut.

$$Y_t^* = \phi_1 Y_{t-1}^* + \beta_2 x_2(t) + e_t \quad (4.15)$$

Dengan regresi diperoleh estimasi parameter seperti pada Tabel 4.27, sehingga diperoleh taksiran model.

Tabel 4.27 Estimasi Parameter S pada *Yield* Tenor 2 Tahun

Parameter	Koefisien	SE	t -stat	p -value
ϕ_1	0,99255	0,01613	61,55	0,000
β_2	11,987	1,171	10,25	0,000

$$\hat{Y}_t^* = 0,993 Y_{t-1}^* + 12,0 x_2(t) + e_t$$

Selanjutnya dilakukan pengujian parameter model pada persamaan (4.15) dengan melakukan uji serentak dan parsial sebagai berikut :

1. Uji Serentak

Pengujian serentak digunakan untuk menguji pengaruh variabel prediktor secara bersama-sama terhadap variabel respon. Hasil tabel uji serentak dapat dilihat pada Lampiran 2 nomor 8.

Hipotesis :

$$H_0: \phi_1 = \beta_2 = 0$$

$$H_1: \text{minimal ada satu dari } \phi_1, \beta_2 \neq 0$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.16) diperoleh

$$F_{hitung} = \frac{2675,9}{1,4} = 1951,93$$

$$F_{0.05,1,57} = 4,01$$

Karena $F_{hitung} > F_{0.05,1,57}$ maka H_0 ditolak sehingga disimpulkan variabel prediktor berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

2. Uji Parsial

Pengujian parsial bertujuan mengetahui variabel mana sajakah yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Hasil tabel uji parsial dapat dilihat pada Lampiran 3 nomor 8.

Uji parameter ϕ_1

Hipotesis :

$H_0: \phi_1 = 0$ (ϕ_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \phi_1 \neq 0$ (ϕ_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,99255}{0,01613} = 61,55$$

$$t_{0.025,57} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_1 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_2

Hipotesis :

$H_0: \beta_2 = 0$ (β_2 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_2 \neq 0$ (β_2 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{11,987}{1,171} = 10,24$$

$$t_{0.025,57} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter β_2 signifikan terhadap variabel prediktor.

3. Uji Normalitas Residual

Hipotesis :

$H_0: F(x) = F_0(x)$ (residual berdistribusi normal)

$H_1: F(x) \neq F_0(x)$ (residual tidak berdistribusi normal)

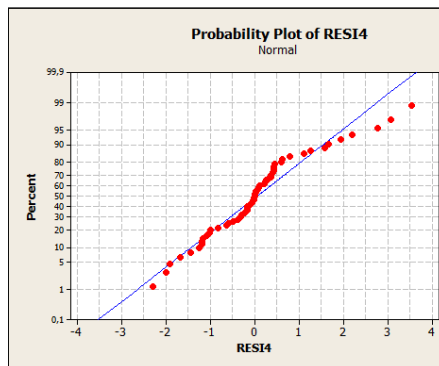
Statistik uji :

Uji normalitas menggunakan Kolmogrov-Smirnov dapat dilihat pada persamaan (2.9) sehingga diperoleh

$$D_{hitung} = 0,162$$

$$D_{tabel} = D_{0,95,59} = 0,1758$$

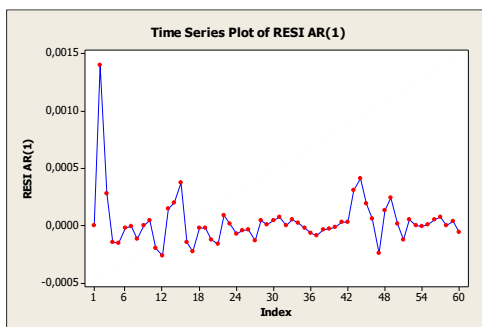
Karena $D_{hitung} < D_{tabel}$ maka H_0 diterima sehingga residual berdistribusi normal, seperti yang dapat dilihat pada Gambar 4.54.



Gambar 4.54 Residual AR(1) dengan Regresi *Outlier*

c. Deteksi *Outlier* pada *C* Tenor 2 Tahun

Hasil plot e_t dari persamaan AR(1) dapat dilihat pada Gambar 4.55 terlihat bahwa terdapat 1 *outlier* yang terdeteksi di $t = 2$. Dengan cara meregresikan persamaan (4.3) dengan persamaan (4.16) diperoleh persamaan regresi seperti pada persamaan (2.11)



Gambar 4.55 *Outlier* x_1

$$x_1(t) = \begin{cases} 1; t: 2 \\ 0; t: \text{yang lain} \end{cases} \quad (4.16)$$

Sehingga diperoleh model regresi

$$Y_t^* = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1}^* + \beta_1 x_1(t) + e_t \quad (4.17)$$

Dengan estimasi parameter seperti pada Tabel 4.28, sehingga diperoleh taksiran model.

Tabel 4.28 Estimasi Parameter *C* pada *Yield* Tenor 2 Tahun

Parameter	Koefisien	SE	<i>t</i> -stat	<i>p</i> -value
ϕ_0	0,00029119	0,00009273	3,14	0,003
ϕ_1	0,78611	0,06961	11,29	0,000
β_1	0,0003446	0,0002170	1,59	0,118

$$\hat{Y}_t^* = 0,000291 + 0,786 Y_{t-1}^* + 0,000345 x_1(t) + e_t$$

Selanjutnya dilakukan pengujian parameter model pada persamaan (4.17) dengan melakukan uji serentak dan parsial sebagai berikut :

1. Uji Serentak

Pengujian serentak digunakan untuk menguji pengaruh variabel prediktor secara bersama-sama terhadap variabel respon. Hasil tabel uji serentak dapat dilihat pada Lampiran 2 nomor 9.

Hipotesis :

$$H_0: \phi_0 = \phi_1 = \beta_1 = 0$$

$$H_1: \text{minimal ada satu dari } \phi_0, \phi_1, \beta_1 \neq 0$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.16) diperoleh

$$F_{hitung} = \frac{3,131100E-06}{4,53422E-08} = 69,05$$

$$F_{0.05,2,56} = 3,16$$

Karena $F_{hitung} > F_{0.05,2,56}$ maka H_0 ditolak sehingga disimpulkan variabel prediktor berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

2. Uji Parsial

Pengujian parsial bertujuan mengetahui variabel mana sajakah yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Hasil tabel uji parsial dapat dilihat pada Lampiran 3 nomor 9.

Uji parameter ϕ_0

Hipotesis :

$$H_0: \phi_0 = 0 \ (\phi_0 \text{ tidak berpengaruh signifikan})$$

$$H_1: \phi_0 \neq 0 \ (\phi_0 \text{ berpengaruh signifikan})$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,00029119}{0,00009273} = 3,14$$

$$t_{0.025,56} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,56}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_0 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter ϕ_1

Hipotesis :

$H_0: \phi_1 = 0$ (ϕ_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \phi_1 \neq 0$ (ϕ_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,78611}{0,06961} = 11,29$$

$$t_{0.025,56} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,56}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_1 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_1

Hipotesis :

$H_0: \beta_1 = 0$ (β_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_1 \neq 0$ (β_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,0003446}{0,0002170} = 1,59$$

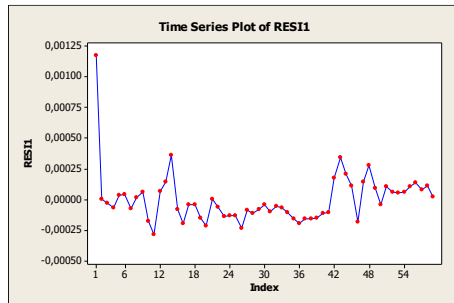
$$t_{0.025,56} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| < t_{0.025,56}$ maka H_0 diterima sehingga parameter β_1 tidak signifikan terhadap variabel prediktor.

Karena masih terdapat parameter yang tidak signifikan maka dilakukan deteksi *outlier* guna mendapatkan *outlier* yang berpengaruh signifikan.

Hasil plot e_t dari persamaan (4.17) dapat dilihat pada Gambar 4.50. terlihat bahwa terdapat 1 *outlier* yang terdeteksi di $t = 1$. Dengan cara meregresikan persamaan (4.17) dengan persamaan (4.18) diperoleh model regresi seperti pada persamaan (2.11)

$$x_2(t) = \begin{cases} 1; t: 1 \\ 0; t: \text{yang lain} \end{cases} \quad (4.18)$$



Gambar 4.56 *Outlier* x_2

Sehingga diperoleh model regresi

$$Y_t^* = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1}^* + \beta_1 x_1(t) + \beta_2 x_2(t) + e_t \quad (4.19)$$

Dengan hasil estimasi parameter seperti pada Tabel 4.29, sehingga diperoleh taksiran model.

$$\hat{Y}_t^* = 0,000097 + 0,921 Y_{t-1}^* + 0,000307 x_1(t) + 0,00133 x_2(t) + e_t$$

Tabel 4.29 Estimasi Parameter C pada *Yield* Tenor 2 Tahun

Parameter	Koefisien	SE	<i>t</i> -stat	<i>p</i> -value
ϕ_0	0,00009703	0,00006160	1,58	0,121
ϕ_1	0,92095	0,04586	20,08	0,000
β_1	0,0003069	0,0001359	2,26	0,028
β_2	0,0013279	0,0001415	9,38	0,000

Selanjutnya dilakukan pengujian parameter model pada persamaan (4.19) dengan melakukan uji serentak dan parsial sebagai berikut :

1. Uji Serentak

Pengujian serentak digunakan untuk menguji pengaruh variabel prediktor secara bersama-sama terhadap variabel respon. Hasil tabel uji serentak dapat dilihat pada Lampiran 2 nomor 10.

Hipotesis :

$$H_0: \phi_0 = \phi_1 = \beta_1 = \beta_2 = 0$$

$$H_1: \text{minimal ada satu dari } \phi_0, \phi_1, \beta_1, \beta_2 \neq 0$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.16) diperoleh

$$F_{hitung} = \frac{2,60829E-06}{1,77504E-08} = 146,94$$

$$F_{0.05,3,55} = 3,16$$

Karena $F_{hitung} > F_{0.05,3,55}$ maka H_0 ditolak sehingga disimpulkan variabel prediktor berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

2. Uji Parsial

Pengujian parsial bertujuan mengetahui variabel mana sajakah yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Hasil tabel uji parsial dapat dilihat pada Lampiran 3 nomor 10.

Uji parameter ϕ_0

Hipotesis :

$H_0: \phi_0 = 0$ (ϕ_0 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \phi_0 \neq 0$ (ϕ_0 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,00009703}{0,00006160} = 1,58$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| < t_{0.025,55}$ maka H_0 diterima sehingga parameter ϕ_0 tidak signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter ϕ_1

Hipotesis :

$H_0: \phi_1 = 0$ (ϕ_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \phi_1 \neq 0$ (ϕ_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,92095}{0,04586} = 20,08$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_1 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_1

Hipotesis :

$H_0: \beta_1 = 0$ (β_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_1 \neq 0$ (β_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,0003069}{0,0001359} = 2,26$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter β_1 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_2

Hipotesis :

$H_0: \beta_2 = 0$ (β_2 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_2 \neq 0$ (β_2 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,0013279}{0,0001415} = 9,38$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter β_2 signifikan terhadap variabel prediktor.

Karena masih terdapat parameter yang tidak signifikan maka dilakukan deteksi *outlier* guna mendapatkan *outlier* yang berpengaruh signifikan.

Karena persamaan tersebut masih belum memenuhi signifikansi maka dilakukan regresi persamaan (4.19) dengan $x_1(t)$ dan $x_2(t)$ sehingga diperoleh persamaan (4.20) dengan hasil estimasi parameter ditunjukkan pada Tabel 4.22 yang memenuhi signifikansi dan memenuhi asumsi residual berdistribusi normal seperti yang dapat dilihat pada Gambar 4.57 adalah sebagai berikut.

$$Y_t^* = \phi_1 Y_{t-1}^* + \beta_1 x_1(t) + \beta_2 x_2(t) + e_t \quad (4.20)$$

Dengan regresi diperoleh estimasi parameter seperti pada Tabel 4.30, sehingga diperoleh taksiran model.

Tabel 4.30 Estimasi Parameter C pada *Yield* Tenor 2 Tahun

Parameter	Koefisien	SE	t -stat	p -value
ϕ_1	0,99015	0,01331	74,39	0,000
β_1	0,0002849	0,0001369	2,08	0,042
β_2	0,0014028	0,0001350	10,39	0,000

$$\hat{Y}_t^* = 0,990 Y_{t-1}^* + 0,000285 x_1(t) + 0,00140 x_2(t) + e_t$$

Selanjutnya dilakukan pengujian parameter model pada persamaan (4.8) dengan melakukan uji serentak dan parsial sebagai berikut :

1. Uji Serentak

Pengujian serentak digunakan untuk menguji pengaruh variabel prediktor secara bersama-sama terhadap variabel respon. Hasil tabel uji serentak dapat dilihat pada Lampiran 2 nomor 11.

Hipotesis :

$$H_0: \phi_1 = \beta_1 = \beta_2 = 0$$

$$H_1: \text{minimal ada satu dari } \phi_1, \beta_1, \beta_2 \neq 0$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.16) diperoleh

$$F_{hitung} = \frac{0,000035909}{0,000000018} = 1970,87$$

$$F_{0,05,2,56} = 3,16$$

Karena $F_{hitung} > F_{0.05,2,56}$ maka H_0 ditolak sehingga disimpulkan variabel prediktor berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

2. Uji Parsial

Pengujian parsial bertujuan mengetahui variabel mana sajakah yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Hasil tabel uji parsial dapat dilihat pada Lampiran 3 nomor 11.

Uji parameter ϕ_1

Hipotesis :

$H_0: \phi_1 = 0$ (ϕ_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \phi_1 \neq 0$ (ϕ_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,99015}{0,01331} = 74,39$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_1 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_1

Hipotesis :

$H_0: \beta_1 = 0$ (β_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_1 \neq 0$ (β_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,0002849}{0,0001369} = 2,08$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter β_1 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_2

Hipotesis :

$H_0: \beta_2 = 0$ (β_2 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_2 \neq 0$ (β_2 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,0014028}{0,0001350} = 10,39$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter β_2 signifikan terhadap variabel prediktor.

3. Uji Normalitas Residual

Hipotesis :

$H_0: F(x) = F_0(x)$ (residual berdistribusi normal)

$H_1: F(x) \neq F_0(x)$ (residual tidak berdistribusi normal)

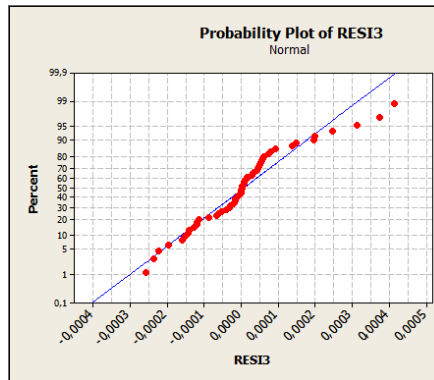
Statistik uji :

Uji normalitas menggunakan Kolmogrov-Smirnov dapat dilihat pada persamaan (2.9) sehingga diperoleh

$$D_{hitung} = 0,152$$

$$D_{tabel} = D_{0,95,59} = 0,1758$$

Karena $D_{hitung} < D_{tabel}$ maka H_0 diterima sehingga residual berdistribusi normal, seperti yang dapat dilihat pada Gambar 4.57.



Gambar 4.57 Residual AR(1) dengan Regresi *Outlier*

4.3.2 Deteksi *Outlier* pada *L*, *S*, dan *C* Tenor 5 Tahun

Langkah-langkah deteksi *Outlier* pada data *L*, *S*, dan *C* tenor 5 tahun akan dijelaskan sebagai berikut.

a. Deteksi *Outlier* pada *L* Tenor 5 Tahun

Hasil plot e_t dari persamaan AR(1) dapat dilihat pada Gambar 4.58 terlihat bahwa terdapat 1 *outlier* yang terdeteksi di $t = 2$. Dengan cara meregresikan persamaan (4.3) dengan persamaan (4.21) diperoleh persamaan regresi seperti pada persamaan (2.11)

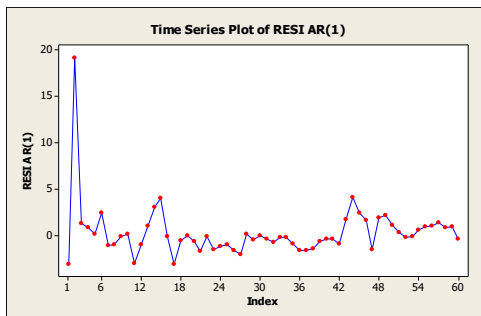
$$x_1(t) = \begin{cases} 1; t: 2 \\ 0; t: \text{yang lain} \end{cases} \quad (4.21)$$

Sehingga diperoleh model regresi

$$Y_t^* = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1}^* + \beta_1 x_1(t) + e_t \quad (4.22)$$

Dengan estimasi parameter seperti pada Tabel 4.31, sehingga diperoleh taksiran model.

$$\hat{Y}_t^* = 3,69 + 0,763 Y_{t-1}^* + 1,72 x_1(t) + e_t$$



Gambar 4.58 Outlier x_1

Tabel 4.31 Estimasi Parameter L pada *Yield* Tenor 5 Tahun

Parameter	Koefisien	SE	t -stat	p -value
ϕ_0	3,690	1,127	3,27	0,002
ϕ_1	0,76286	0,07426	10,27	0,000
β_1	1,720	2,968	0,58	0,565

Selanjutnya dilakukan pengujian parameter model pada persamaan (4.22) dengan melakukan uji serentak dan parsial sebagai berikut :

1. Uji Serentak

Pengujian serentak digunakan untuk menguji pengaruh variabel prediktor secara bersama-sama terhadap variabel respon. Hasil tabel uji serentak dapat dilihat pada Lampiran 2 nomor 12.

Hipotesis :

$$H_0: \phi_0 = \phi_1 = \beta_1 = 0$$

$$H_1: \text{minimal ada satu dari } \phi_0, \phi_1, \beta_1 \neq 0$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.16) diperoleh

$$F_{hitung} = \frac{468,04}{8,35} = 56,03$$

$$F_{0.05,2,56} = 3,16$$

Karena $F_{hitung} > F_{0.05,2,56}$ maka H_0 ditolak sehingga disimpulkan variabel prediktor berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

2. Uji Parsial

Pengujian parsial digunakan untuk mengetahui variabel mana sajakah yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Hasil tabel uji parsial dapat dilihat pada Lampiran 3 nomor 12.

Uji parameter ϕ_0

Hipotesis :

$H_0: \phi_0 = 0$ (ϕ_0 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \phi_0 \neq 0$ (ϕ_0 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{3,690}{1,127} = 3,27$$

$$t_{0.025,56} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,56}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_0 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter ϕ_1

Hipotesis :

$H_0: \phi_1 = 0$ (ϕ_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \phi_1 \neq 0$ (ϕ_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,76286}{0,07426} = 10,27$$

$$t_{0.025,56} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,56}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_1 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_1

Hipotesis :

$H_0: \beta_1 = 0$ (β_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_1 \neq 0$ (β_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{1,720}{2,968} = 0,58$$

$$t_{0.025,56} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| < t_{0.025,56}$ maka H_0 diterima sehingga parameter β_1 tidak signifikan terhadap variabel prediktor.

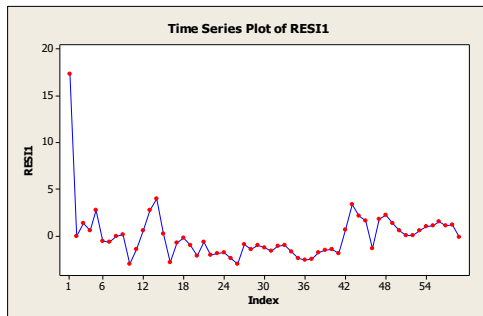
Karena masih terdapat parameter yang tidak signifikan maka dilakukan deteksi *outlier* guna mendapatkan *outlier* yang berpengaruh signifikan.

Hasil plot e_t dari persamaan (4.22) dapat dilihat pada Gambar 4.59 terlihat bahwa terdapat 1 *outlier* yang terdeteksi di $t = 1$. Dengan cara meregresikan persamaan (4.22) dengan persamaan (4.23) diperoleh model regresi seperti pada persamaan (2.11)

$$x_2(t) = \begin{cases} 1; t: 1 \\ 0; t: \text{yang lain} \end{cases} \quad (4.23)$$

Sehingga diperoleh model regresi

$$Y_t^* = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1}^* + \beta_1 x_1(t) + \beta_2 x_2(t) + e_t \quad (4.24)$$



Gambar 4.59 *Outlier x_2*

Dengan hasil estimasi parameter seperti pada Tabel 4.32, sehingga diperoleh taksiran model.

Tabel 4.32 Estimasi Parameter L pada *Yield* Tenor 5 Tahun

Parameter	Koefisien	SE	t -stat	p -value
ϕ_0	0,837	0,6209	1,35	0,183
ϕ_1	0,93837	0,04057	23,13	0,000
β_1	0,748	1,524	0,49	0,652
β_2	20,012	1,593	12,56	0,000

$$\hat{Y}_t^* = 0,873 + 0,938 Y_{t-1}^* + 0,75 x_1(t) + 20,0 x_2(t) + e_t$$

Selanjutnya dilakukan pengujian parameter model pada persamaan (4.24) dengan melakukan uji serentak dan parsial sebagai berikut :

1. Uji Serentak

Pengujian serentak digunakan untuk menguji pengaruh variabel prediktor secara bersama-sama terhadap variabel respon. Hasil tabel uji serentak dapat dilihat pada Lampiran 2 nomor 13.

Hipotesis :

$$H_0: \phi_0 = \phi_1 = \beta_1 = \beta_2 = 0$$

$$H_1: \text{minimal ada satu dari } \phi_0, \phi_1, \beta_1, \beta_2 \neq 0$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.16) diperoleh

$$F_{hitung} = \frac{427,67}{2,20} = 194,60$$

$$F_{0.05,3,55} = 3,16$$

Karena $F_{hitung} > F_{0.05,3,55}$ maka H_0 ditolak sehingga disimpulkan variabel prediktor berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

2. Uji Parsial

Pengujian parsial bertujuan mengetahui variabel mana sajakah yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Hasil tabel uji parsial dapat dilihat pada Lampiran 3 nomor 13.

Uji parameter ϕ_0

Hipotesis :

$$H_0: \phi_0 = 0 \text{ (}\phi_0 \text{ tidak berpengaruh signifikan)}$$

$$H_1: \phi_0 \neq 0 \text{ (}\phi_0 \text{ berpengaruh signifikan)}$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,8374}{0,6209} = 1,35$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| < t_{0.025,55}$ maka H_0 diterima sehingga parameter ϕ_0 tidak signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter ϕ_1

Hipotesis :

$H_0: \phi_1 = 0$ (ϕ_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \phi_1 \neq 0$ (ϕ_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,93837}{0,04057} = 23,13$$

$$t_{0,025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0,025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_1 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_1

Hipotesis :

$H_0: \beta_1 = 0$ (β_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_1 \neq 0$ (β_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,748}{1,524} = 0,49$$

$$t_{0,025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| < t_{0,025,55}$ maka H_0 diterima sehingga parameter β_1 tidak signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_2

Hipotesis :

$H_0: \beta_2 = 0$ (β_2 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_2 \neq 0$ (β_2 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{20,012}{1,593} = 12,56$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter β_2 signifikan terhadap variabel prediktor.

Karena masih terdapat parameter yang tidak signifikan maka dilakukan deteksi *outlier* guna mendapatkan *outlier* yang berpengaruh signifikan.

Karena persamaan tersebut masih belum memenuhi signifikansi maka dilakukan regresi persamaan (4.24) dengan $x_1(t)$ dan $x_2(t)$ sehingga diperoleh persamaan (4.25) dengan hasil estimasi parameter ditunjukkan pada Tabel 4.33 yang memenuhi signifikansi adalah sebagai berikut.

$$Y_t^* = \phi_1 Y_{t-1}^* + \beta_1 x_1(t) + \beta_2 x_2(t) + e_t \quad (4.25)$$

Dengan regresi diperoleh estimasi parameter seperti pada Tabel 4.33, sehingga diperoleh taksiran model.

Tabel 4.33 Estimasi Parameter L pada *Yield* Tenor 5 Tahun

Parameter	Koefisien	SE	t -stat	p -value
ϕ_1	0,99028	0,01292	76,63	0,000
β_1	0,455	1,520	0,30	0,766
β_2	20,798	1,493	13,93	0,000

$$\hat{Y}_t^* = 0,990 Y_{t-1}^* + 0,45 x_1(t) + 20,8 x_2(t) + e_t$$

Selanjutnya dilakukan pengujian parameter model pada persamaan (4.25) dengan melakukan uji serentak dan parsial sebagai berikut :

1. Uji Serentak

Pengujian serentak digunakan untuk menguji pengaruh variabel prediktor secara bersama-sama terhadap variabel respon. Hasil tabel uji serentak dapat dilihat pada Lampiran 3 nomor 14.

Hipotesis :

$$H_0: \phi_1 = \beta_1 = \beta_2 = 0$$

$$H_1: \text{minimal ada satu dari } \phi_1, \beta_1, \beta_2 \neq 0$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.16) diperoleh

$$F_{hitung} = \frac{4684,2}{2,2} = 2100,75$$

$$F_{0.05,2,56} = 3,16$$

Karena $F_{hitung} > F_{0.05,2,56}$ maka H_0 ditolak sehingga disimpulkan variabel prediktor berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

2. Uji Parsial

Pengujian parsial bertujuan mengetahui variabel mana sajakah yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Hasil tabel uji parsial dapat dilihat pada Lampiran 3 nomor 14.

Uji parameter ϕ_1

Hipotesis :

$$H_0: \phi_1 = 0 \text{ (}\phi_1 \text{ tidak berpengaruh signifikan)}$$

$$H_1: \phi_1 \neq 0 \text{ (}\phi_1 \text{ berpengaruh signifikan)}$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,99028}{0,01292} = 76,64$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_1 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_1

Hipotesis :

$H_0: \beta_1 = 0$ (β_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_1 \neq 0$ (β_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,455}{1,520} = 0,30$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| < t_{0.025,55}$ maka H_0 diterima sehingga parameter β_1 tidak signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_2

Hipotesis :

$H_0: \beta_2 = 0$ (β_2 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_2 \neq 0$ (β_2 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{20,798}{1,493} = 13,93$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter β_2 signifikan terhadap variabel prediktor.

Karena persamaan tersebut masih belum memenuhi signifikansi maka dilakukan regresi persamaan (4.25) dengan

$x_2(t)$ sehingga diperoleh persamaan (4.26) dengan hasil estimasi parameter ditunjukkan pada Tabel 4.34 yang memenuhi signifikansi dan memenuhi asumsi residual berdistribusi normal seperti yang dapat dilihat pada Gambar 4.60. Persamaan ARIMA(1,0,0) yang dapat digunakan yang telah memenuhi uji asumsi residual normal adalah sebagai berikut.

$$Y_t^* = \phi_1 Y_{t-1}^* + \beta_2 x_2(t) + e_t \quad (4.26)$$

Dengan regresi diperoleh estimasi parameter seperti pada Tabel 4.34, sehingga diperoleh taksiran model.

Tabel 4.34 Estimasi Parameter L pada *Yield* Tenor 5 Tahun

Parameter	Koefisien	SE	t -stat	p -value
ϕ_1	0,99099	0,01260	78,66	0,000
β_2	20,797	1,481	14,04	0,000

$$\hat{Y}_t^* = 0,991 Y_{t-1}^* + 20,8 x_2(t) + e_t$$

Selanjutnya dilakukan pengujian parameter model pada persamaan (4.26) dengan melakukan uji serentak dan parsial sebagai berikut :

1. Uji Serentak

Pengujian serentak digunakan untuk menguji pengaruh variabel prediktor secara bersama-sama terhadap variabel respon. Hasil tabel uji serentak dapat dilihat pada Lampiran 2 nomor 15.

Hipotesis :

$$H_0: \phi_1 = \beta_2 = 0$$

$$H_1: \text{minimal ada satu dari } \phi_1, \beta_2 \neq 0$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.16) diperoleh

$$F_{hitung} = \frac{7026,3}{2,2} = 3202,22$$

$$F_{0.05,1,57} = 4,01$$

Karena $F_{hitung} > F_{0.05,1,57}$ maka H_0 ditolak sehingga disimpulkan variabel prediktor berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

2. Uji Parsial

Pengujian parsial bertujuan mengetahui variabel mana sajakah yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Hasil tabel uji parsial dapat dilihat pada Lampiran 3 nomor 15.

Uji parameter ϕ_1

Hipotesis :

$H_0: \phi_1 = 0$ (ϕ_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \phi_1 \neq 0$ (ϕ_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,99099}{0,01260} = 78,66$$

$$t_{0.025,57} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_1 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_2

Hipotesis :

$H_0: \beta_2 = 0$ (β_2 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_2 \neq 0$ (β_2 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{20,797}{1,481} = 14,04$$

$$t_{0,025,57} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0,025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter β_2 signifikan terhadap variabel prediktor.

3. Uji Normalitas Residual

Hipotesis :

$H_0: F(x) = F_0(x)$ (residual berdistribusi normal)

$H_1: F(x) \neq F_0(x)$ (residual tidak berdistribusi normal)

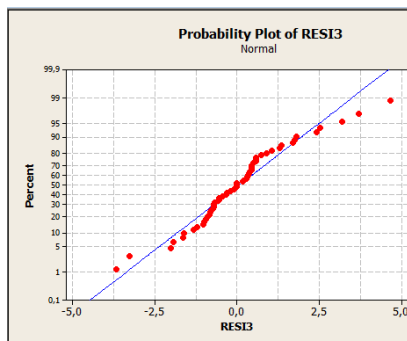
Statistik uji :

Uji normalitas menggunakan Kolmogrov-Smirnov dapat dilihat pada persamaan (2.9) sehingga diperoleh

$$D_{hitung} = 0,144$$

$$D_{tabel} = D_{0,95,59} = 0,1758$$

Karena $D_{hitung} < D_{tabel}$ maka H_0 diterima sehingga residual berdistribusi normal, seperti yang dapat dilihat pada Gambar 4.60.



Gambar 4.60 Residual AR(1) dengan Regresi *Outlier*

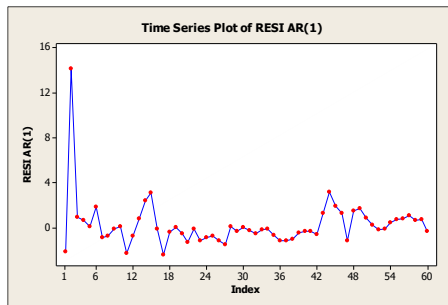
b. Deteksi *Outlier* pada *S* Tenor 5 Tahun

Hasil plot e_t dari persamaan AR(1) dapat dilihat pada Gambar 4.61 terlihat bahwa terdapat 1 *outlier* yang terdeteksi di $t = 2$. Dengan cara meregresikan persamaan (4.3) dengan persamaan (4.27) diperoleh persamaan regresi seperti pada persamaan (2.11)

$$x_1(t) = \begin{cases} 1; t: 2 \\ 0; t: \text{yang lain} \end{cases} \quad (4.27)$$

Sehingga diperoleh model regresi

$$Y_t^* = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1}^* + \beta_1 x_1(t) + e_t \quad (4.28)$$



Gambar 4.61 *Outlier* x_1

Dengan estimasi parameter seperti pada Tabel 4.35, sehingga diperoleh taksiran model.

$$\hat{Y}_t^* = 2,39 + 0,778 Y_{t-1}^* + 1,26 x_1(t) + e_t$$

Tabel 4.35 Estimasi Parameter *S* pada *Yield* Tenor 5 Tahun

Parameter	Koefisien	SE	<i>t</i> -stat	<i>p</i> -value
ϕ_0	2,3928	0,7695	3,11	0,003
ϕ_1	0,77761	0,07317	10,63	0,000
β_1	1,258	2,223	0,57	0,574

Selanjutnya dilakukan pengujian parameter model pada persamaan (4.28) dengan melakukan uji serentak dan parsial sebagai berikut :

1. Uji Serentak

Pengujian serentak digunakan untuk menguji pengaruh variabel prediktor secara bersama-sama terhadap variabel respon. Hasil tabel uji serentak dapat dilihat pada Lampiran 2 nomor 16.

Hipotesis :

$$H_0: \phi_0 = \phi_1 = \beta_1 = 0$$

$$H_1: \text{minimal ada satu dari } \phi_0, \phi_1, \beta_1 \neq 0$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.16) diperoleh

$$F_{hitung} = \frac{280,63}{4,68} = 59,95$$

$$F_{0.05,2,56} = 3,16$$

Karena $F_{hitung} > F_{0.05,2,56}$ maka H_0 ditolak sehingga disimpulkan variabel prediktor berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

2. Uji Parsial

Pengujian parsial bertujuan mengetahui variabel mana sajakah yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Hasil tabel uji parsial dapat dilihat pada Lampiran 3 nomor 16.

Uji parameter ϕ_0

Hipotesis :

$$H_0: \phi_0 = 0 \text{ (}\phi_0 \text{ tidak berpengaruh signifikan)}$$

$$H_1: \phi_0 \neq 0 \text{ (}\phi_0 \text{ berpengaruh signifikan)}$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{2,3928}{0,7695} = 3,11$$

$$t_{0.025,56} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,56}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_0 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter ϕ_1

Hipotesis :

$H_0: \phi_1 = 0$ (ϕ_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \phi_1 \neq 0$ (ϕ_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,77761}{0,07317} = 10,63$$

$$t_{0.025,56} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,56}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_1 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_1

Hipotesis :

$H_0: \beta_1 = 0$ (β_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_1 \neq 0$ (β_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{1,258}{2,223} = 0,57$$

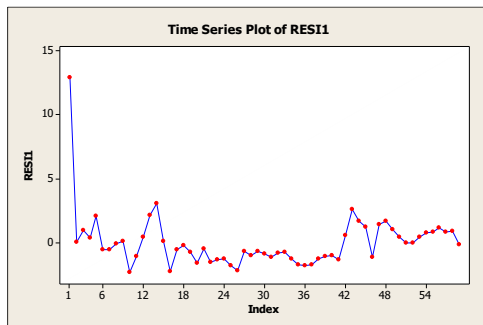
$$t_{0.025,56} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| < t_{0.025,56}$ maka H_0 diterima sehingga parameter β_1 tidak signifikan terhadap variabel prediktor.

Karena masih terdapat parameter yang tidak signifikan maka dilakukan deteksi *outlier* guna mendapatkan *outlier* yang berpengaruh signifikan.

Hasil plot e_t dari persamaan (4.28) dapat dilihat pada Gambar 4.62 terlihat bahwa terdapat 1 *outlier* yang terdeteksi di $t = 1$. Dengan cara meregresikan persamaan (4.28) dengan persamaan (4.29) diperoleh model regresi seperti pada persamaan (2.11)

$$x_2(t) = \begin{cases} 1; t: 1 \\ 0; t: \text{yang lain} \end{cases} \quad (4.29)$$



Gambar 4.62 *Outlier x_2*

Sehingga diperoleh model regresi

$$Y_t^* = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1}^* + \beta_1 x_1(t) + \beta_2 x_2(t) + e_t \quad (4.30)$$

Tabel 4.36 Estimasi Parameter S pada *Yield* Tenor 5 Tahun

Parameter	Koefisien	SE	t -stat	p -value
ϕ_0	0,5774	0,4327	1,33	0,188
ϕ_1	0,93739	0,04078	22,98	0,000
β_1	0,588	1,174	0,50	0,618
β_2	14,716	1,217	12,10	0,000

Dengan hasil estimasi parameter seperti pada Tabel 4.36, sehingga diperoleh taksiran model.

$$\hat{Y}_t^* = 0,577 + 0,937 Y_{t-1}^* + 0,59 x_1(t) + 14,7 x_2(t) + e_t$$

Selanjutnya dilakukan pengujian parameter model pada persamaan (4.30) dengan melakukan uji serentak dan parsial sebagai berikut :

1. Uji Serentak

Pengujian serentak digunakan untuk menguji pengaruh variabel prediktor secara bersama-sama terhadap variabel respon. Hasil tabel uji serentak dapat dilihat pada Lampiran 2 nomor 17.

Hipotesis :

$$H_0: \phi_0 = \phi_1 = \beta_1 = \beta_2 = 0$$

$$H_1: \text{minimal ada satu dari } \phi_0, \phi_1, \beta_1, \beta_2 \neq 0$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.16) diperoleh

$$F_{hitung} = \frac{250,59}{1,30} = 192,49$$

$$F_{0.05,3,55} = 3,16$$

Karena $F_{hitung} > F_{0.05,3,55}$ maka H_0 ditolak sehingga disimpulkan variabel prediktor berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

2. Uji Parsial

Pengujian parsial bertujuan mengetahui variabel mana sajakah yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Hasil tabel uji parsial dapat dilihat pada Lampiran 3 nomor 17.

Uji parameter ϕ_0

Hipotesis :

$$H_0: \phi_0 = 0 \text{ (}\phi_0 \text{ tidak berpengaruh signifikan)}$$

$$H_1: \phi_0 \neq 0 \text{ (}\phi_0 \text{ berpengaruh signifikan)}$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,5774}{0,4327} = 1,33$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| < t_{0.025,55}$ maka H_0 diterima sehingga parameter ϕ_0 tidak signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter ϕ_1

Hipotesis :

$H_0: \phi_1 = 0$ (ϕ_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \phi_1 \neq 0$ (ϕ_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,93739}{0,04078} = 22,98$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_1 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_1

Hipotesis :

$H_0: \beta_1 = 0$ (β_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_1 \neq 0$ (β_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,588}{1,174} = 0,50$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| < t_{0.025,55}$ maka H_0 diterima sehingga parameter β_1 tidak signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_2

Hipotesis :

$H_0: \beta_2 = 0$ (β_2 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_2 \neq 0$ (β_2 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{14,716}{1,217} = 12,10$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter β_2 signifikan terhadap variabel prediktor.

Karena masih terdapat parameter yang tidak signifikan maka dilakukan deteksi *outlier* guna mendapatkan *outlier* yang berpengaruh signifikan.

Karena persamaan tersebut masih belum memenuhi signifikansi maka dilakukan regresi persamaan (4.30) dengan $x_1(t)$ dan $x_2(t)$ sehingga diperoleh persamaan (4.31) dengan hasil estimasi parameter ditunjukkan pada Tabel 4.37 yang memenuhi signifikansi adalah sebagai berikut.

$$Y_t^* = \phi_1 Y_{t-1}^* + \beta_1 x_1(t) + \beta_2 x_2(t) + e_t \quad (4.31)$$

Dengan regresi diperoleh estimasi parameter seperti pada Tabel 4.37, sehingga diperoleh taksiran model.

$$\hat{Y}_t^* = 0,988 Y_{t-1}^* + 0,37 x_1(t) + 15,3 x_2(t) + e_t$$

Tabel 4.37 Estimasi Parameter S pada *Yield* Tenor 5 Tahun

Parameter	Koefisien	SE	t -stat	p -value
ϕ_1	0,98839	0,01434	68,90	0,000
β_1	0,372	1,170	0,32	0,752
β_2	15,279	1,149	13,30	0,000

Selanjutnya dilakukan pengujian parameter model pada persamaan (4.31) dengan melakukan uji serentak dan parsial sebagai berikut :

1. Uji Serentak

Pengujian serentak digunakan untuk menguji pengaruh variabel prediktor secara bersama-sama terhadap variabel respon. Hasil tabel uji serentak dapat dilihat pada Lampiran 2 nomor 18.

Hipotesis :

$$H_0: \phi_1 = \beta_1 = \beta_2 = 0$$

$$H_1: \text{minimal ada satu dari } \phi_1, \beta_1, \beta_2 \neq 0$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.16) diperoleh

$$F_{hitung} = \frac{22252,4}{1,3} = 1706,36$$

$$F_{0.05,2,56} = 3,16$$

Karena $F_{hitung} > F_{0.05,2,56}$ maka H_0 ditolak sehingga disimpulkan variabel prediktor berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

2. Uji Parsial

Pengujian parsial bertujuan mengetahui variabel mana sajakah yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Hasil tabel uji parsial dapat dilihat pada Lampiran 3 nomor 18.

Uji parameter ϕ_1

Hipotesis :

$H_0: \phi_1 = 0$ (ϕ_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \phi_1 \neq 0$ (ϕ_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,98839}{0,01434} = 68,90$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_1 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_1

Hipotesis :

$H_0: \beta_1 = 0$ (β_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_1 \neq 0$ (β_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,372}{1,170} = 0,32$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| < t_{0.025,55}$ maka H_0 diterima sehingga parameter β_1 tidak signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_2

Hipotesis :

$H_0: \beta_2 = 0$ (β_2 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_2 \neq 0$ (β_2 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{15,279}{1,149} = 13,30$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter β_2 signifikan terhadap variabel prediktor.

Karena persamaan tersebut masih belum memenuhi signifikansi maka dilakukan regresi persamaan (4.31) dengan $x_2(t)$ sehingga diperoleh persamaan (4.32) dengan hasil estimasi parameter ditunjukkan pada Tabel 4.38 yang memenuhi signifikansi dan memenuhi asumsi residual berdistribusi normal seperti yang dapat dilihat pada Gambar 4.63. Persamaan ARIMA(1,0,0) yang dapat digunakan yang telah memenuhi uji asumsi residual normal adalah sebagai berikut.

$$Y_t^* = \phi_1 Y_{t-1}^* + \beta_2 x_2(t) + e_t \quad (4.32)$$

Dengan regresi diperoleh estimasi parameter seperti pada Tabel 4.38, sehingga diperoleh taksiran model.

$$\hat{Y}_t^* = 0,989 Y_{t-1}^* + 15,3 x_2(t) + e_t$$

Tabel 4.38 Estimasi Parameter S pada *Yield* Tenor 5 Tahun

Parameter	Koefisien	SE	t -stat	p -value
ϕ_1	0,98926	0,01397	70,81	0,000
β_2	15,279	1,140	13,41	0,000

Selanjutnya dilakukan pengujian parameter model pada persamaan (4.32) dengan melakukan uji serentak dan parsial sebagai berikut :

1. Uji Serentak

Pengujian serentak digunakan untuk menguji pengaruh variabel prediktor secara bersama-sama terhadap variabel respon. Hasil tabel uji serentak dapat dilihat pada Lampiran 2 nomor 19.

Hipotesis :

$$H_0: \phi_1 = \beta_2 = 0$$

$$H_1: \text{minimal ada satu dari } \phi_1, \beta_2 \neq 0$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.16) diperoleh

$$F_{hitung} = \frac{3378,5}{1,3} = 2600,51$$

$$F_{0,05,1,57} = 4,01$$

Karena $F_{hitung} > F_{0,05,1,57}$ maka H_0 ditolak sehingga disimpulkan variabel prediktor berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

2. Uji Parsial

Pengujian parsial bertujuan mengetahui variabel mana sajakah yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Hasil tabel uji parsial dapat dilihat pada Lampiran 3 nomor 19.

Uji parameter ϕ_1

Hipotesis :

$$H_0: \phi_1 = 0 \text{ (}\phi_1 \text{ tidak berpengaruh signifikan)}$$

$$H_1: \phi_1 \neq 0 \text{ (}\phi_1 \text{ berpengaruh signifikan)}$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,98926}{0,01397} = 70,81$$

$$t_{0,025,57} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_1 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_2

Hipotesis :

$H_0: \beta_2 = 0$ (β_2 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_2 \neq 0$ (β_2 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{15,279}{1,140} = 13,41$$

$$t_{0.025,57} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter β_2 signifikan terhadap variabel prediktor.

3. Uji Normalitas Residual

Hipotesis :

$H_0: F(x) = F_0(x)$ (residual berdistribusi normal)

$H_1: F(x) \neq F_0(x)$ (residual tidak berdistribusi normal)

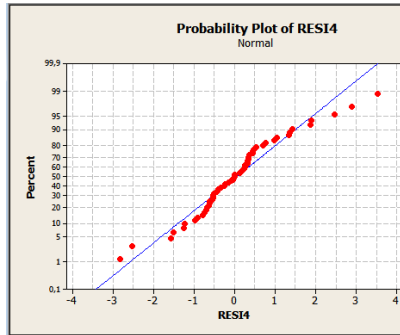
Statistik uji :

Uji normalitas menggunakan Kolmogrov-Smirnov dapat dilihat pada persamaan (2.9) sehingga diperoleh

$$D_{hitung} = 0,140$$

$$D_{tabel} = D_{0,95,59} = 0,1758$$

Karena $D_{hitung} < D_{tabel}$ maka H_0 diterima sehingga residual berdistribusi normal, seperti yang dapat dilihat pada Gambar 4.63.

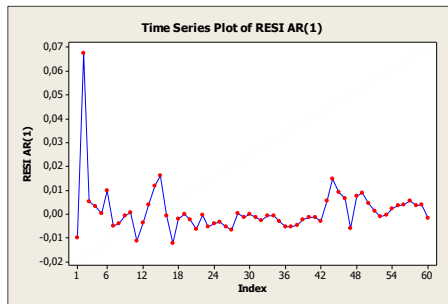


Gambar 4.63 Residual AR(1) dengan Regresi *Outlier*

c. Deteksi *Outlier* pada *C* Tenor 5 Tahun

Hasil plot e_t dari persamaan AR(1) dapat dilihat pada Gambar 4.64 terlihat bahwa terdapat 1 *outlier* yang terdeteksi di $t = 2$. Dengan cara meregresikan persamaan (4.3) dengan persamaan (4.33) diperoleh persamaan regresi seperti pada persamaan (2.11)

$$x_1(t) = \begin{cases} 1; t: 2 \\ 0; t: \text{yang lain} \end{cases} \quad (4.33)$$



Gambar 4.64 *Outlier* x_1

Sehingga diperoleh model regresi

$$Y_t^* = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1}^* + \beta_1 x_1(t) + e_t \quad (4.34)$$

Dengan estimasi parameter seperti pada Tabel 4.39, sehingga diperoleh taksiran model.

Tabel 4.39 Estimasi Parameter C pada *Yield* Tenor 5 Tahun

Parameter	Koefisien	SE	t -stat	p -value
ϕ_0	0,0129215	0,003989	3,06	0,003
ϕ_1	0,78070	0,07340	10,64	0,000
β_1	0,00632	0,01072	0,5	0,558

$$\hat{Y}_t^* = 0,0122 + 0,781 Y_{t-1}^* + 0,0063 x_1(t) + e_t$$

Selanjutnya dilakukan pengujian parameter model pada persamaan (4.34) dengan melakukan uji serentak dan parsial sebagai berikut :

1. Uji Serentak

Pengujian serentak digunakan untuk menguji pengaruh variabel prediktor secara bersama-sama terhadap variabel respon. Hasil tabel uji serentak dapat dilihat pada Lampiran 2 nomor 20.

Hipotesis :

$$H_0: \phi_0 = \phi_1 = \beta_1 = 0$$

$$H_1: \text{minimal ada satu dari } \phi_0, \phi_1, \beta_1 \neq 0$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.16) diperoleh

$$F_{hitung} = \frac{0,0065518}{0,0001086} = 60,31$$

$$F_{0.05, 2, 56} = 3,16$$

Karena $F_{hitung} > F_{0.05, 2, 56}$ maka H_0 ditolak sehingga disimpulkan variabel prediktor berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

2. Uji Parsial

Pengujian parsial bertujuan mengetahui variabel mana sajakah yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Hasil tabel uji parsial dapat dilihat pada Lampiran 3 nomor 20.

Uji parameter ϕ_0

Hipotesis :

$H_0: \phi_0 = 0$ (ϕ_0 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \phi_0 \neq 0$ (ϕ_0 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,012215}{0,003989} = 3,06$$

$$t_{0.025,56} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,56}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_0 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter ϕ_1

Hipotesis :

$H_0: \phi_1 = 0$ (ϕ_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \phi_1 \neq 0$ (ϕ_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,78070}{0,07340} = 10,64$$

$$t_{0.025,56} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,56}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_1 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_1

Hipotesis :

$H_0: \beta_1 = 0$ (β_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_1 \neq 0$ (β_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,00632}{0,01072} = 0,59$$

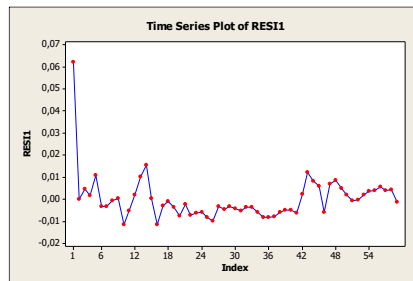
$$t_{0,025,56} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| < t_{0,025,56}$ maka H_0 diterima sehingga parameter β_1 tidak signifikan terhadap variabel prediktor.

Karena masih terdapat parameter yang tidak signifikan maka dilakukan deteksi *outlier* guna mendapatkan *outlier* yang berpengaruh signifikan.

Hasil plot e_t dari persamaan (4.34) dapat dilihat pada Gambar 4.65 terlihat bahwa terdapat 1 *outlier* yang terdeteksi di $t = 1$. Dengan cara meregresikan persamaan (4.34) dengan persamaan (4.35) diperoleh model regresi seperti pada persamaan (2.11)

$$x_2(t) = \begin{cases} 1; t: 1 \\ 0; t: \text{yang lain} \end{cases} \quad (4.35)$$



Gambar 4.65 *Outlier x_2*

Sehingga diperoleh model regresi

$$Y_t^* = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1}^* + \beta_1 x_1(t) + \beta_2 x_2(t) + e_t \quad (4.36)$$

Dengan hasil estimasi parameter seperti pada Tabel 4.40, sehingga diperoleh taksiran model.

$$\hat{Y}_t^* = 0,00321 + 0,933 Y_{t-1}^* + 0,00313 x_1(t) + 0,07 x_2(t) + e_t$$

Tabel 4.40 Estimasi Parameter C pada *Yield* Tenor 5 Tahun

Parameter	Koefisien	SE	t -stat	p -value
ϕ_0	0,003212	0,002283	1,41	0,165
ϕ_1	0,93342	0,04164	22,41	0,000
β_1	0,003135	0,005785	0,54	0,590
β_2	0,070020	0,005965	11,74	0,000

Selanjutnya dilakukan pengujian parameter model pada persamaan (4.36) dengan melakukan uji serentak dan parsial sebagai berikut :

1. Uji Serentak

Pengujian serentak digunakan untuk menguji pengaruh variabel prediktor secara bersama-sama terhadap variabel respon. Hasil tabel uji serentak dapat dilihat pada Lampiran 2 nomor 21.

Hipotesis :

$$H_0: \phi_0 = \phi_1 = \beta_1 = \beta_2 = 0$$

$$H_1: \text{minimal ada satu dari } \phi_0, \phi_1, \beta_1, \beta_2 \neq 0$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.16) diperoleh

$$F_{hitung} = \frac{0,0058172}{0,0000316} = 184,36$$

$$F_{0.05,3,55} = 3,16$$

Karena $F_{hitung} > F_{0.05,3,55}$ maka H_0 ditolak sehingga disimpulkan variabel prediktor berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

2. Uji Parsial

Pengujian parsial bertujuan mengetahui variabel mana sajakah yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Hasil tabel uji parsial dapat dilihat pada Lampiran 3 nomor 21.

Uji parameter ϕ_0

Hipotesis :

$H_0: \phi_0 = 0$ (ϕ_0 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \phi_0 \neq 0$ (ϕ_0 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,003212}{0,002283} = 1,41$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| < t_{0.025,55}$ maka H_0 diterima sehingga parameter ϕ_0 tidak signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter ϕ_1

Hipotesis :

$H_0: \phi_1 = 0$ (ϕ_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \phi_1 \neq 0$ (ϕ_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,93342}{0,04164} = 22,41$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_1 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_1

Hipotesis :

$H_0: \beta_1 = 0$ (β_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_1 \neq 0$ (β_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,003135}{0,005785} = 0,54$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| < t_{0.025,55}$ maka H_0 diterima sehingga parameter β_1 tidak signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_2

Hipotesis :

$H_0: \beta_2 = 0$ (β_2 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_2 \neq 0$ (β_2 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,070020}{0,005965} = 11,47$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter β_2 signifikan terhadap variabel prediktor.

Karena masih terdapat parameter yang tidak signifikan maka dilakukan deteksi *outlier* guna mendapatkan *outlier* yang berpengaruh signifikan.

Karena persamaan tersebut masih belum memenuhi signifikansi maka dilakukan regresi persamaan (4.36) dengan $x_1(t)$ dan $x_2(t)$ sehingga diperoleh persamaan (4.37) dengan hasil estimasi parameter ditunjukkan pada Tabel 4.41 yang memenuhi signifikansi adalah sebagai berikut.

$$Y_t^* = \phi_1 Y_{t-1}^* + \beta_1 x_1(t) + \beta_2 x_2(t) + e_t \quad (4.37)$$

Dengan regresi diperoleh estimasi parameter seperti pada Tabel 4.41, sehingga diperoleh taksiran model.

$$\hat{Y}_t^* = 0,989 Y_{t-1}^* + 0,00192 x_1(t) + 0,0728 x_2(t) + e_t$$

Tabel 4.41 Estimasi Parameter C pada *Yield* Tenor 5 Tahun

Parameter	Koefisien	SE	t -stat	p -value
ϕ_1	0,98883	0,01369	72,21	0,000
β_1	0,001924	0,005771	0,33	0,740
β_2	0,072840	0,005667	12,85	0,000

Selanjutnya dilakukan pengujian parameter model pada persamaan (4.37) dengan melakukan uji serentak dan parsial sebagai berikut :

1. Uji Serentak

Pengujian serentak digunakan untuk menguji pengaruh variabel prediktor secara bersama-sama terhadap variabel respon. Hasil tabel uji serentak dapat dilihat pada Lampiran 2 nomor 22.

Hipotesis :

$$H_0: \phi_1 = \beta_1 = \beta_2 = 0$$

$$H_1: \text{minimal ada satu dari } \phi_1, \beta_1, \beta_2 \neq 0$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.16) diperoleh

$$F_{hitung} = \frac{0,060114}{0,000032} = 1872,38$$

$$F_{0.05,2,56} = 3,16$$

Karena $F_{hitung} > F_{0.05,2,56}$ maka H_0 ditolak sehingga disimpulkan variabel prediktor berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

2. Uji Parsial

Pengujian parsial bertujuan mengetahui variabel mana sajakah yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Hasil tabel uji parsial dapat dilihat pada Lampiran 3 nomor 22.

Uji parameter ϕ_1

Hipotesis :

$H_0: \phi_1 = 0$ (ϕ_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \phi_1 \neq 0$ (ϕ_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,98883}{0,01369} = 72,21$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_1 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_1

Hipotesis :

$H_0: \beta_1 = 0$ (β_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_1 \neq 0$ (β_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,001924}{0,0057771} = 0,33$$

$$t_{0,025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| < t_{0,025,55}$ maka H_0 diterima sehingga parameter β_1 tidak signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_2

Hipotesis :

$H_0: \beta_2 = 0$ (β_2 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_2 \neq 0$ (β_2 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,072840}{0,005667} = 12,85$$

$$t_{0,025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0,025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter β_2 signifikan terhadap variabel prediktor.

Karena persamaan tersebut masih belum memenuhi signifikansi maka dilakukan regresi persamaan (4.37) dengan $x_2(t)$ sehingga diperoleh persamaan (4.38) dengan hasil estimasi parameter ditunjukkan pada Tabel 4.42 yang memenuhi signifikansi dan memenuhi asumsi residual berdistribusi normal seperti yang dapat dilihat pada Gambar 4.66. Persamaan ARIMA(1,0,0) yang dapat digunakan yang telah memenuhi uji asumsi residual normal adalah sebagai berikut.

$$Y_t^* = \phi_1 Y_{t-1}^* + \beta_2 x_2(t) + e_t \quad (4.38)$$

Dengan regresi diperoleh estimasi parameter seperti pada Tabel 4.42, sehingga diperoleh taksiran model.

$$\hat{Y}_t^* = 0,990 Y_{t-1}^* + 0,0728 x_2(t) + e_t$$

Table 4.42 Estimasi Parameter C pada *Yield* Tenor 5 Tahun

Parameter	Koefisien	SE	t -stat	p -value
ϕ_1	0,98926	0,01397	70,81	0,000
β_2	15,279	1,140	13,41	0,000

Selanjutnya dilakukan pengujian parameter model pada persamaan (4.38) dengan melakukan uji serentak dan parsial sebagai berikut :

1. Uji Serentak

Pengujian serentak digunakan untuk menguji pengaruh variabel prediktor secara bersama-sama terhadap variabel respon. Hasil tabel uji serentak dapat dilihat pada Lampiran 2 nomor 23.

Hipotesis :

$$H_0: \phi_1 = \beta_2 = 0$$

$$H_1: \text{minimal ada satu dari } \phi_1, \beta_2 \neq 0$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.16) diperoleh

$$F_{hitung} = \frac{0,090169}{0,000032} = 2853,00$$

$$F_{0,05,1,57} = 4,01$$

Karena $F_{hitung} > F_{0,05,1,57}$ maka H_0 ditolak sehingga disimpulkan variabel prediktor berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

2. Uji Parsial

Pengujian parsial bertujuan mengetahui variabel mana sajakah yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Hasil tabel uji parsial dapat dilihat pada Lampiran 3 nomor 23.

Uji parameter ϕ_1

Hipotesis :

$H_0: \phi_1 = 0$ (ϕ_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \phi_1 \neq 0$ (ϕ_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,98969}{0,01334} = 74,19$$

$$t_{0.025,57} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_1 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_2

Hipotesis :

$H_0: \beta_2 = 0$ (β_2 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_2 \neq 0$ (β_2 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,072834}{0,005623} = 12,95$$

$$t_{0.025,57} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter β_2 signifikan terhadap variabel prediktor.

3. Uji Normalitas Residual

Hipotesis :

$H_0: F(x) = F_0(x)$ (residual berdistribusi normal)

$H_1: F(x) \neq F_0(x)$ (residual tidak berdistribusi normal)

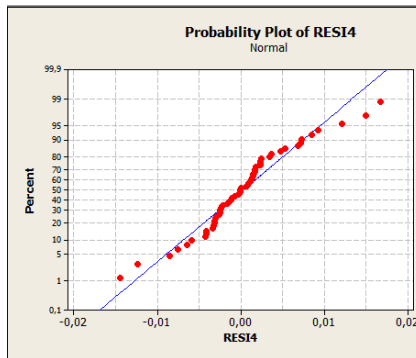
Statistik uji :

Uji normalitas menggunakan Kolmogrov-Smirnov dapat dilihat pada persamaan (2.9) sehingga diperoleh

$$D_{hitung} = 0,144$$

$$D_{tabel} = D_{0,95,59} = 0,1758$$

Karena $D_{hitung} < D_{tabel}$ maka H_0 diterima sehingga residual berdistribusi normal, seperti yang dapat dilihat pada Gambar 4.66.



Gambar 4.66 Residual AR(1) dengan Regresi *Outlier*

4.3.3 Deteksi *Outlier* pada *L*, *S*, dan *C* Tenor 10 Tahun

Langkah-langkah deteksi *Outlier* pada data *L*, *S*, dan *C* tenor 10 tahun akan dijelaskan sebagai berikut.

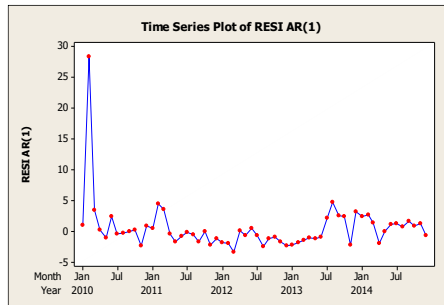
a. Deteksi *Outlier* pada *L* Tenor 10 Tahun

Hasil plot e_t dari persamaan AR(1) dapat dilihat pada Gambar 4.67 terlihat bahwa terdapat 1 *outlier* yang terdeteksi di $t = 2$. Dengan cara meregresikan persamaan (4.3) dengan persamaan (4.39) diperoleh persamaan regresi seperti pada persamaan (2.11)

$$x_1(t) = \begin{cases} 1; t: 2 \\ 0; t: \text{yang lain} \end{cases} \quad (4.39)$$

Sehingga diperoleh model regresi

$$Y_t^* = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1}^* + \beta_1 x_1(t) + e_t \quad (4.40)$$



Gambar 4.67 *Outlier x_1*

Dengan estimasi parameter seperti pada Tabel 4.43, sehingga diperoleh taksiran model.

$$\hat{Y}_t^* = 6,59 + 0,674 Y_{t-1}^* + 4,75 x_1(t) + e_t$$

Tabel 4.43 Estimasi Parameter L pada *Yield* Tenor 10 Tahun

Parameter	Koefisien	SE	t -stat	p -value
ϕ_0	6,592	1,703	3,87	0,000
ϕ_1	0,67431	0,08435	7,99	0,000
β_1	4,750	4,287	1,11	0,273

Selanjutnya dilakukan pengujian parameter model pada persamaan (4.40) dengan melakukan uji serentak dan parsial sebagai berikut :

1. Uji Serentak

Pengujian serentak digunakan untuk menguji pengaruh variabel prediktor secara bersama-sama terhadap variabel respon. Hasil tabel uji serentak dapat dilihat pada Lampiran 2 nomor 24.

Hipotesis :

$$H_0: \phi_0 = \phi_1 = \beta_1 = 0$$

$$H_1: \text{minimal ada satu dari } \phi_0, \phi_1, \beta_1 \neq 0$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.16) diperoleh

$$F_{hitung} = \frac{631,22}{16,78} = 37,62$$

$$F_{0.05,2,56} = 3,16$$

Karena $F_{hitung} > F_{0.05,2,56}$ maka H_0 ditolak sehingga disimpulkan variabel prediktor berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

2. Uji Parsial

Pengujian parsial bertujuan mengetahui variabel mana saja yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Hasil tabel uji parsial dapat dilihat pada Lampiran 3 nomor 24.

Uji parameter ϕ_0

Hipotesis :

$$H_0: \phi_0 = 0 \text{ (}\phi_0 \text{ tidak berpengaruh signifikan)}$$

$$H_1: \phi_0 \neq 0 \text{ (}\phi_0 \text{ berpengaruh signifikan)}$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{6,592}{1,703} = 3,87$$

$$t_{0.025,56} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,56}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_0 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter ϕ_1

Hipotesis :

$H_0: \phi_1 = 0$ (ϕ_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \phi_1 \neq 0$ (ϕ_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,67431}{0,08435} = 7,99$$

$$t_{0.025,56} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,56}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_1 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_1

Hipotesis :

$H_0: \beta_1 = 0$ (β_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_1 \neq 0$ (β_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{4,750}{4,287} = 1,11$$

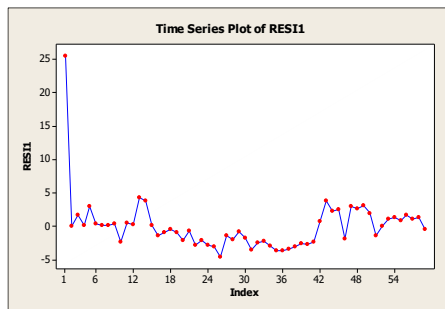
$$t_{0.025,56} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| < t_{0.025,56}$ maka H_0 diterima sehingga parameter β_1 tidak signifikan terhadap variabel prediktor.

Karena masih terdapat parameter yang tidak signifikan maka dilakukan deteksi *outlier* guna mendapatkan *outlier* yang berpengaruh signifikan. Hasil plot e_t dari persamaan (4.40) dapat

dilihat pada Gambar 4.68 terlihat bahwa terdapat 1 *outlier* yang terdeteksi di $t = 1$. Dengan cara meregresikan persamaan (4.40) dengan persamaan (4.41) diperoleh model regresi seperti pada persamaan (2.11)

$$x_2(t) = \begin{cases} 1; t: 1 \\ 0; t: \text{yang lain} \end{cases} \quad (4.41)$$



Gambar 4.68 *Outlier x_2*

Sehingga diperoleh model regresi

$$Y_t^* = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1}^* + \beta_1 x_1(t) + \beta_2 x_2(t) + e_t \quad (4.42)$$

Dengan hasil estimasi parameter seperti pada Tabel 4.44, sehingga diperoleh taksiran model.

Tabel 4.44 Estimasi Parameter L pada *Yield* Tenor 10 Tahun

Parameter	Koefisien	SE	t -stat	p -value
ϕ_0	1,6193	0,7978	2,03	0,047
ϕ_1	0,90676	0,03918	23,14	0,000
β_1	2,116	1,852	1,14	0,258
β_2	30,200	1,919	15,73	0,000

$$\hat{Y}_t^* = 1,62 + 0,907 Y_{t-1}^* + 2,12 x_1(t) + 30,2 x_2(t) + e_t$$

Selanjutnya dilakukan pengujian parameter model pada persamaan (4.42) dengan melakukan uji serentak dan parsial sebagai berikut :

1. Uji Serentak

Pengujian serentak digunakan untuk menguji pengaruh variabel prediktor secara bersama-sama terhadap variabel respon. Hasil tabel uji serentak dapat dilihat pada Lampiran 2 nomor 25.

Hipotesis :

$$H_0: \phi_0 = \phi_1 = \beta_1 = \beta_2 = 0$$

$$H_1: \text{minimal ada satu dari } \phi_0, \phi_1, \beta_1, \beta_2 \neq 0$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.16) diperoleh

$$F_{hitung} = \frac{677,11}{3,11} = 218,02$$

$$F_{0.05,3,55} = 3,16$$

Karena $F_{hitung} > F_{0.05,3,55}$ maka H_0 ditolak sehingga disimpulkan variabel prediktor berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

2. Uji Parsial

Pengujian parsial bertujuan mengetahui variabel mana sajakah yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Hasil tabel uji parsial dapat dilihat pada Lampiran 3 nomor 25.

Uji parameter ϕ_0

Hipotesis :

$$H_0: \phi_0 = 0 \text{ (}\phi_0 \text{ tidak berpengaruh signifikan)}$$

$$H_1: \phi_0 \neq 0 \text{ (}\phi_0 \text{ berpengaruh signifikan)}$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{1,6193}{0,7978} = 2,03$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_0 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter ϕ_1

Hipotesis :

$H_0: \phi_1 = 0$ (ϕ_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \phi_1 \neq 0$ (ϕ_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,90676}{0,03918} = 23,14$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_1 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_1

Hipotesis :

$H_0: \beta_1 = 0$ (β_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_1 \neq 0$ (β_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{2,116}{1,852} = 1,14$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| < t_{0.025,55}$ maka H_0 diterima sehingga parameter β_1 tidak signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_2

Hipotesis :

$H_0: \beta_2 = 0$ (β_2 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_2 \neq 0$ (β_2 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{30,200}{1,919} = 15,73$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter β_2 signifikan terhadap variabel prediktor.

Karena masih terdapat parameter yang tidak signifikan maka dilakukan deteksi *outlier* guna mendapatkan *outlier* yang berpengaruh signifikan.

Karena persamaan tersebut masih belum memenuhi signifikansi maka dilakukan regresi persamaan (4.42) dengan $x_1(t)$ dan $x_2(t)$ sehingga diperoleh persamaan (4.43) dengan hasil estimasi parameter ditunjukkan pada Tabel 4.45 yang memenuhi signifikansi adalah sebagai berikut.

$$Y_t^* = \phi_1 Y_{t-1}^* + \beta_1 x_1(t) + \beta_2 x_2(t) + e_t \quad (4.43)$$

Dengan regresi diperoleh estimasi parameter seperti pada Tabel 4.45, sehingga diperoleh taksiran model.

$$\hat{Y}_t^* = 0,983 Y_{t-1}^* + 1,25 x_1(t) + 31,7 x_2(t) + e_t$$

Tabel 4.45 Estimasi Parameter L pada *Yield* Tenor 10 Tahun

Parameter	Koefisien	SE	t -stat	p -value
ϕ_1	0,98280	0,01178	83,45	0,000
β_1	1,246	1,851	0,67	0,504
β_2	31,743	1,811	17,53	0,000

Selanjutnya dilakukan pengujian parameter model pada persamaan (4.43) dengan melakukan uji serentak dan parsial sebagai berikut :

1. Uji Serentak

Pengujian serentak digunakan untuk menguji pengaruh variabel prediktor secara bersama-sama terhadap variabel respon. Hasil tabel uji serentak dapat dilihat pada Lampiran 2 nomor 26.

Hipotesis :

$$H_0: \phi_1 = \beta_1 = \beta_2 = 0$$

$$H_1: \text{minimal ada satu dari } \phi_1, \beta_1, \beta_2 \neq 0$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.16) diperoleh

$$F_{hitung} = \frac{8339,4}{3,3} = 2543,53$$

$$F_{0,05,2,56} = 3,16$$

Karena $F_{hitung} > F_{0,05,2,56}$ maka H_0 ditolak sehingga disimpulkan variabel prediktor berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

2. Uji Parsial

Pengujian parsial bertujuan mengetahui variabel mana sajakah yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Hasil tabel uji parsial dapat dilihat pada Lampiran 3 nomor 26.

Uji parameter ϕ_1

Hipotesis :

$H_0: \phi_1 = 0$ (ϕ_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \phi_1 \neq 0$ (ϕ_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,98280}{0,01178} = 83,45$$

$$t_{0,025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0,025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_1 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_1

Hipotesis :

$H_0: \beta_1 = 0$ (β_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_1 \neq 0$ (β_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{1,246}{1,851} = 0,67$$

$$t_{0,025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| < t_{0,025,55}$ maka H_0 diterima sehingga parameter β_1 tidak signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_2

Hipotesis :

$H_0: \beta_2 = 0$ (β_2 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_2 \neq 0$ (β_2 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{31,743}{1,811} = 17,53$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter β_2 signifikan terhadap variabel prediktor.

Karena persamaan tersebut masih belum memenuhi signifikansi maka dilakukan regresi persamaan (4.43) dengan $x_2(t)$ sehingga diperoleh persamaan (4.44) dengan hasil estimasi parameter ditunjukkan pada Tabel 4.46 yang memenuhi signifikansi dan memenuhi asumsi residual berdistribusi normal seperti yang dapat dilihat pada Gambar 4.69. Persamaan ARIMA(1,0,0) yang dapat digunakan yang telah memenuhi uji asumsi residual normal adalah sebagai berikut.

$$Y_t^* = \phi_1 Y_{t-1}^* + \beta_2 x_2(t) + e_t \quad (4.44)$$

Dengan regresi diperoleh estimasi parameter seperti pada Tabel 4.46, sehingga diperoleh taksiran model.

$$\hat{Y}_t^* = 0,984 Y_{t-1}^* + 31,7 x_2(t) + e_t$$

Tabel 4.46 Estimasi Parameter L pada *Yield* Tenor 10 Tahun

Parameter	Koefisien	SE	<i>t</i> -stat	<i>p</i> -value
ϕ_1	0,98445	0,01146	85,87	0,000
β_2	31,742	1,802	17,61	0,000

Selanjutnya dilakukan pengujian parameter model pada persamaan (4.44) dengan melakukan uji serentak dan parsial sebagai berikut :

1. Uji Serentak

Pengujian serentak digunakan untuk menguji pengaruh variabel prediktor secara bersama-sama terhadap variabel respon. Hasil tabel uji serentak dapat dilihat pada Lampiran 2 nomor 27.

Hipotesis :

$$H_0: \phi_1 = \beta_2 = 0$$

$$H_1: \text{minimal ada satu dari } \phi_1, \beta_2 \neq 0$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.16) diperoleh

$$F_{hitung} = \frac{12508}{3} = 3852,02$$

$$F_{0.05,1,57} = 4,01$$

Karena $F_{hitung} > F_{0.05,1,57}$ maka H_0 ditolak sehingga disimpulkan variabel prediktor berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

2. Uji Parsial

Pengujian parsial bertujuan mengetahui variabel mana sajakah yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Hasil tabel uji parsial dapat dilihat pada Lampiran 3 nomor 27.

Uji parameter ϕ_1

Hipotesis :

$$H_0: \phi_1 = 0 \text{ (}\phi_1 \text{ tidak berpengaruh signifikan)}$$

$$H_1: \phi_1 \neq 0 \text{ (}\phi_1 \text{ berpengaruh signifikan)}$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,98445}{0,01146} = 85,87$$

$$t_{0.025,57} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_1 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_2

Hipotesis :

$H_0: \beta_2 = 0$ (β_2 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_2 \neq 0$ (β_2 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{31,742}{1,802} = 17,61$$

$$t_{0.025,57} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter β_2 signifikan terhadap variabel prediktor.

3. Uji Normalitas Residual

Hipotesis :

$H_0: F(x) = F_0(x)$ (residual berdistribusi normal)

$H_1: F(x) \neq F_0(x)$ (residual tidak berdistribusi normal)

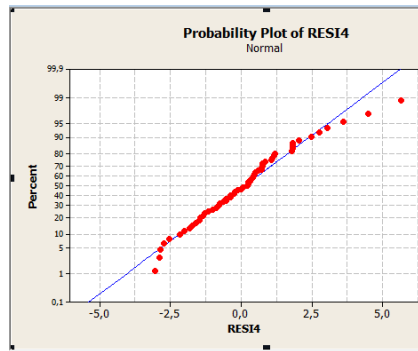
Statistik uji :

Uji normalitas menggunakan Kolmogrov-Smirnov dapat dilihat pada persamaan (2.9) sehingga diperoleh

$$D_{hitung} = 0,090$$

$$D_{tabel} = D_{0,95,59} = 0,1758$$

Karena $D_{hitung} < D_{tabel}$ maka H_0 diterima sehingga residual berdistribusi normal, seperti yang dapat dilihat pada Gambar 4.69.



Gambar 4.69 Residual AR(1) dengan Regresi *Outlier*

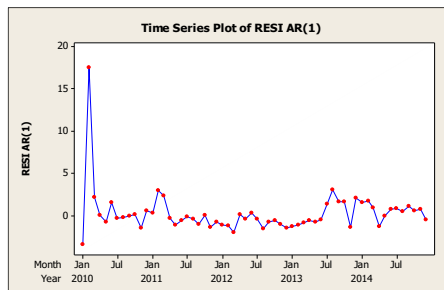
b. Deteksi *Outlier* pada 5 Tenor 10 Tahun

Hasil plot e_t dari persamaan AR(1) dapat dilihat pada Gambar 4.70 terlihat bahwa terdapat 1 *outlier* yang terdeteksi di $t = 2$. Dengan cara meregresikan persamaan (4.3) dengan persamaan (4.45) diperoleh persamaan regresi seperti pada persamaan (2.11)

$$x_1(t) = \begin{cases} 1; t: 2 \\ 0; t: \text{yang lain} \end{cases} \quad (4.45)$$

Sehingga diperoleh model regresi

$$Y_t^* = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1}^* + \beta_1 x_1(t) + e_t \quad (4.46)$$



Gambar 4.70 *Outlier* x_1

Dengan estimasi parameter seperti pada Tabel 4.47, sehingga diperoleh taksiran model.

$$\hat{Y}_t = 3,44 + 0,698 Y_{t-1}^* + 2,94 x_1(t) + e_t$$

Tabel 4.47 Estimasi Parameter S pada *Yield* Tenor 10 Tahun

Parameter	Koefisien	SE	t -stat	p -value
ϕ_0	3,4394	0,9527	3,61	0,000
ϕ_1	0,69815	0,08320	8,39	0,000
β_1	2,938	2,699	1,09	0,281

Selanjutnya dilakukan pengujian parameter model pada persamaan (4.46) dengan melakukan uji serentak dan parsial sebagai berikut :

1. Uji Serentak

Pengujian serentak digunakan untuk menguji pengaruh variabel prediktor secara bersama-sama terhadap variabel respon. Hasil tabel uji serentak dapat dilihat pada Lampiran 2 nomor 28.

Hipotesis :

$$H_0: \phi_0 = \phi_1 = \beta_1 = 0$$

$$H_1: \text{minimal ada satu dari } \phi_0, \phi_1, \beta_1 \neq 0$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.16) diperoleh

$$F_{hitung} = \frac{274,34}{6,62} = 41,42$$

$$F_{0.05,2,56} = 3,1$$

Karena $F_{hitung} > F_{0.05,2,56}$ maka H_0 ditolak sehingga disimpulkan variabel prediktor berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

2. Uji Parsial

Pengujian parsial bertujuan mengetahui variabel mana sajakah yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Hasil tabel uji parsial dapat dilihat pada Lampiran 3 nomor 28.

Uji parameter ϕ_0

Hipotesis :

$H_0: \phi_0 = 0$ (ϕ_0 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \phi_0 \neq 0$ (ϕ_0 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{3,4394}{0,9527} = 3,61$$

$$t_{0.025,56} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,56}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_0 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter ϕ_1

Hipotesis :

$H_0: \phi_1 = 0$ (ϕ_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \phi_1 \neq 0$ (ϕ_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,69815}{0,08320} = 8,39$$

$$t_{0.025,56} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,56}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_1 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_1

Hipotesis :

$H_0: \beta_1 = 0$ (β_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_1 \neq 0$ (β_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

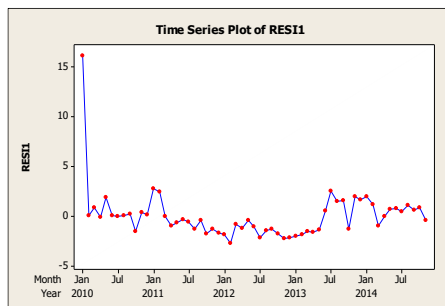
$$t_{hitung} = \frac{2,938}{2,699} = 1,09$$

$$t_{0.025,56} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| < t_{0.025,56}$ maka H_0 diterima sehingga parameter β_1 tidak signifikan terhadap variabel prediktor.

Karena masih terdapat parameter yang tidak signifikan maka dilakukan deteksi *outlier* guna mendapatkan *outlier* yang berpengaruh signifikan. Hasil plot e_t dari persamaan (4.46) dapat dilihat pada Gambar 4.71 terlihat bahwa terdapat 1 *outlier* yang terdeteksi di $t = 1$. Dengan cara meregresikan persamaan (4.46) dengan persamaan (4.47) diperoleh model regresi seperti pada persamaan (2.11)

$$x_2(t) = \begin{cases} 1; t: 1 \\ 0; t: \text{yang lain} \end{cases} \quad (4.47)$$



Gambar 4.71 *Outlier x_2*

Sehingga diperoleh model regresi

$$Y_t^* = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1}^* + \beta_1 x_1(t) + \beta_2 x_2(t) + e_t \quad (4.48)$$

Tabel 4.48 Estimasi Parameter S pada *Yield* Tenor 10 Tahun

Parameter	Koefisien	SE	t -stat	p -value
ϕ_0	0,9143	0,4546	2,01	0,049
ϕ_1	0,90408	0,03936	2,97	0,000
β_1	1,426	1,202	1,19	0,241
β_2	18,593	1,228	15,14	0,000

Dengan hasil estimasi parameter seperti pada Tabel 4.48, sehingga diperoleh taksiran model.

$$\hat{Y}_t^* = 0,914 + 0,904 Y_{t-1}^* + 1,43 x_1(t) + 18,6 x_2(t) + e_t$$

Selanjutnya dilakukan pengujian parameter model pada persamaan (4.48) dengan melakukan uji serentak dan parsial sebagai berikut :

1. Uji Serentak

Pengujian serentak digunakan untuk menguji pengaruh variabel prediktor secara bersama-sama terhadap variabel respon. Hasil tabel uji serentak dapat dilihat pada Lampiran 2 nomor 29.

Hipotesis :

$$H_0: \phi_0 = \phi_1 = \beta_1 = \beta_2 = 0$$

$$H_1: \text{minimal ada satu dari } \phi_0, \phi_1, \beta_1, \beta_2 \neq 0$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.16) diperoleh

$$F_{hitung} = \frac{282,61}{1,30} = 216,58$$

$$F_{0.05,3,55} = 3,16$$

Karena $F_{hitung} > F_{0.05,3,55}$ maka H_0 ditolak sehingga disimpulkan variabel prediktor berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

2. Uji Parsial

Pengujian parsial bertujuan mengetahui variabel mana sajakah yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Hasil tabel uji parsial dapat dilihat pada Lampiran 3 nomor 29.

Uji parameter ϕ_0

Hipotesis :

$H_0: \phi_0 = 0$ (ϕ_0 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \phi_0 \neq 0$ (ϕ_0 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,9143}{0,4546} = 2,01$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_0 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter ϕ_1

Hipotesis :

$H_0: \phi_1 = 0$ (ϕ_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \phi_1 \neq 0$ (ϕ_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,90408}{0,03936} = 22,97$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_1 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_1

Hipotesis :

$H_0: \beta_1 = 0$ (β_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_1 \neq 0$ (β_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{1,426}{1,202} = 1,19$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| < t_{0.025,55}$ maka H_0 diterima sehingga parameter β_1 tidak signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_2

Hipotesis :

$H_0: \beta_2 = 0$ (β_2 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_2 \neq 0$ (β_2 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{18,593}{1,228} = 15,14$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter β_2 signifikan terhadap variabel prediktor.

Karena masih terdapat parameter yang tidak signifikan maka dilakukan deteksi *outlier* guna mendapatkan *outlier* yang berpengaruh signifikan.

Karena persamaan tersebut masih belum memenuhi signifikansi maka dilakukan regresi persamaan (4.48) dengan $x_1(t)$ dan $x_2(t)$ sehingga diperoleh persamaan (4.49) dengan hasil estimasi parameter ditunjukkan pada Tabel 4.49 yang memenuhi signifikansi adalah sebagai berikut.

$$Y_t^* = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1}^* + \beta_2 x_2(t) + e_t \quad (4.49)$$

Dengan regresi diperoleh estimasi parameter seperti pada Tabel 4.49, sehingga diperoleh taksiran model.

$$\hat{Y}_t^* = 0,792 + 0,917 Y_{t-1}^* + 18,7 x_2(t) + e_t$$

Tabel 4.49 Estimasi Parameter S pada *Yield* Tenor 10 Tahun

Parameter	Koefisien	SE	t -stat	p -value
ϕ_0	0,7918	0,4443	1,78	0,080
ϕ_1	0,91739	0,03786	24,23	0,000
β_2	18,714	1,228	15,24	0,000

Selanjutnya dilakukan pengujian parameter model pada persamaan (4.49) dengan melakukan uji serentak dan parsial sebagai berikut :

1. Uji Serentak

Pengujian serentak digunakan untuk menguji pengaruh variabel prediktor secara bersama-sama terhadap variabel respon. Hasil tabel uji serentak dapat dilihat pada Lampiran 2 nomor 30.

Hipotesis :

$$H_0: \phi_0 = \phi_1 = \beta_2 = 0$$

$$H_1: \text{minimal ada satu dari } \phi_0, \phi_1, \beta_2 \neq 0$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.16) diperoleh

$$F_{hitung} = \frac{423,00}{1,31} = 321,82$$

$$F_{0.05,2,56} = 3,16$$

Karena $F_{hitung} > F_{0.05,2,56}$ maka H_0 ditolak sehingga disimpulkan variabel prediktor berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

2. Uji Parsial

Pengujian parsial bertujuan mengetahui variabel mana sajakah yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Hasil tabel uji parsial dapat dilihat pada Lampiran 3 nomor 30.

Uji parameter ϕ_0

Hipotesis :

$H_0: \phi_0 = 0$ (ϕ_0 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \phi_0 \neq 0$ (ϕ_0 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,7918}{0,4443} = 1,78$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| < t_{0.025,55}$ maka H_0 diterima sehingga parameter ϕ_0 tidak signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter ϕ_1

Hipotesis :

$H_0: \phi_1 = 0$ (ϕ_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \phi_1 \neq 0$ (ϕ_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,91739}{0,03786} = 24,23$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| < t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_1 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_2

Hipotesis :

$H_0: \beta_2 = 0$ (β_2 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_2 \neq 0$ (β_2 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{18,714}{1,228} = 15,24$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter β_2 signifikan terhadap variabel prediktor.

Karena persamaan tersebut masih belum memenuhi signifikansi maka dilakukan regresi persamaan (4.49) dengan $x_2(t)$ sehingga diperoleh persamaan (4.50) dengan hasil estimasi parameter ditunjukkan pada Tabel 4.50 yang memenuhi signifikansi dan memenuhi asumsi residual berdistribusi normal seperti yang dapat dilihat pada Gambar 4.72. Persamaan ARIMA(1,0,0) yang dapat digunakan yang telah memenuhi uji asumsi residual normal adalah sebagai berikut.

$$Y_t^* = \phi_1 Y_{t-1}^* + \beta_2 x_2(t) + e_t \quad (4.50)$$

Dengan regresi diperoleh estimasi parameter seperti pada Tabel 4.50, sehingga diperoleh taksiran model.

$$\hat{Y}_t^* = 0,981 Y_{t-1}^* + 19,5 x_2(t) + e_t$$

Tabel 4.50 Estimasi Parameter S pada *Yield* Tenor 10 Tahun

Parameter	Koefisien	SE	t -stat	p -value
ϕ_1	0,98445	0,01146	85,87	0,000
β_2	31,742	1,802	17,61	0,000

Selanjutnya dilakukan pengujian parameter model pada persamaan (4.50) dengan melakukan uji serentak dan parsial sebagai berikut :

1. Uji Serentak

Pengujian serentak digunakan untuk menguji pengaruh variabel prediktor secara bersama-sama terhadap variabel respon. Hasil tabel uji serentak dapat dilihat pada Lampiran 2 nomor 31.

Hipotesis :

$$H_0: \phi_1 = \beta_2 = 0$$

$$H_1: \text{minimal ada satu dari } \phi_1, \beta_2 \neq 0$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.16) diperoleh

$$F_{hitung} = \frac{40035,2}{1,4} = 2957,11$$

$$F_{0.05,1,57} = 4,01$$

Karena $F_{hitung} > F_{0.05,1,57}$ maka H_0 ditolak sehingga disimpulkan variabel prediktor berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

2. Uji Parsial

Pengujian parsial bertujuan mengetahui variabel mana sajakah yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Hasil tabel uji parsial dapat dilihat pada Lampiran 3 nomor 31.

Uji parameter ϕ_1

Hipotesis :

$H_0: \phi_1 = 0$ (ϕ_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \phi_1 \neq 0$ (ϕ_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,98087}{0,01307} = 75,05$$

$$t_{0.025,57} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_1 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_2

Hipotesis :

$H_0: \beta_2 = 0$ (β_2 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_2 \neq 0$ (β_2 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{19,499}{1,168} = 16,69$$

$$t_{0.025,57} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter β_2 signifikan terhadap variabel prediktor.

3. Uji Normalitas Residual

Hipotesis :

$H_0: F(x) = F_0(x)$ (residual berdistribusi normal)

$H_1: F(x) \neq F_0(x)$ (residual tidak berdistribusi normal)

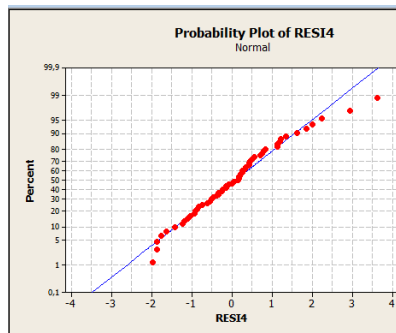
Statistik uji :

Uji normalitas menggunakan Kolmogrov-Smirnov dapat dilihat pada persamaan (2.9) sehingga diperoleh

$$D_{hitung} = 0,087$$

$$D_{tabel} = D_{0,95,59} = 0,1758$$

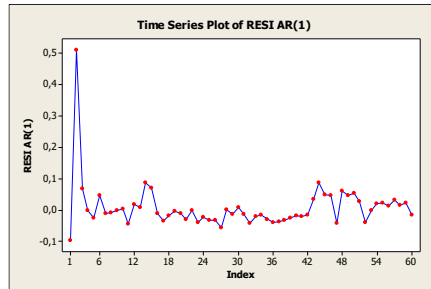
Karena $D_{hitung} < D_{tabel}$ maka H_0 diterima sehingga residual berdistribusi normal, seperti yang dapat dilihat pada Gambar 4.72.



Gambar 4.72 Residual AR(1) dengan Regresi *Outlier*

c. Deteksi *Outlier* pada *C* Tenor 10 Tahun

Hasil plot e_t dari persamaan AR(1) dapat dilihat pada Gambar 4.73 terlihat bahwa terdapat 1 *outlier* yang terdeteksi di $t = 2$. Dengan cara meregresikan persamaan (4.3) dengan persamaan (4.51) diperoleh persamaan regresi seperti pada persamaan (2.11).



Gambar 4.73 *Outlier x_1*

$$x_1(t) = \begin{cases} 1; & t: 2 \\ 0; & t: \text{yang lain} \end{cases} \quad (4.51)$$

Sehingga diperoleh model regresi

$$Y_t^* = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1}^* + \beta_1 x_1(t) + e_t \quad (4.52)$$

Dengan estimasi parameter seperti pada Tabel 4.51, sehingga diperoleh taksiran model.

$$\hat{Y}_t^* = 0,0997 + 0,699 Y_{t-1}^* + 0,0908 x_1(t) + e_t$$

Tabel 4.51 Estimasi Parameter C pada *Yield* Tenor 10 Tahun

Parameter	Koefisien	SE	t -stat	p -value
ϕ_0	0,09973	0,02800	3,56	0,001
ϕ_1	0,69908	0,08391	8,33	0,000
β_1	0,09081	0,07887	1,15	0,254

Selanjutnya dilakukan pengujian parameter model pada persamaan (4.52) dengan melakukan uji serentak dan parsial sebagai berikut :

1. Uji Serentak

Pengujian serentak digunakan untuk menguji pengaruh variabel prediktor secara bersama-sama terhadap variabel respon. Hasil tabel uji serentak dapat dilihat pada Lampiran 2 nomor 32.

Hipotesis :

$$H_0: \phi_0 = \phi_1 = \beta_1 = 0$$

$$H_1: \text{minimal ada satu dari } \phi_0, \phi_1, \beta_1 \neq 0$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.16) diperoleh

$$F_{hitung} = \frac{0,23317}{0,00561} = 41,59$$

$$F_{0.05,2,56} = 3,1$$

Karena $F_{hitung} > F_{0.05,2,56}$ maka H_0 ditolak sehingga disimpulkan variabel prediktor berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

2. Uji Parsial

Pengujian parsial bertujuan mengetahui variabel mana sajakah yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Hasil tabel uji parsial dapat dilihat pada Lampiran 3 nomor 32.

Uji parameter ϕ_0

Hipotesis :

$$H_0: \phi_0 = 0 \text{ (}\phi_0 \text{ tidak berpengaruh signifikan)}$$

$$H_1: \phi_0 \neq 0 \text{ (}\phi_0 \text{ berpengaruh signifikan)}$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,09973}{0,02800} = 3,56$$

$$t_{0.025,56} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,56}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_0 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter ϕ_1

Hipotesis :

$H_0: \phi_1 = 0$ (ϕ_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \phi_1 \neq 0$ (ϕ_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,69908}{0,08391} = 8,33$$

$$t_{0.025,56} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,56}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_1 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_1

Hipotesis :

$H_0: \beta_1 = 0$ (β_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_1 \neq 0$ (β_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,09081}{0,07887} = 1,15$$

$$t_{0.025,56} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| < t_{0.025,56}$ maka H_0 diterima sehingga parameter β_1 tidak signifikan terhadap variabel prediktor.

Karena masih terdapat parameter yang tidak signifikan maka dilakukan deteksi *outlier* guna mendapatkan *outlier* yang berpengaruh signifikan.

Hasil plot e_t dari persamaan (4.52) dapat dilihat pada Gambar 4.74 terlihat bahwa terdapat 1 *outlier* yang terdeteksi di

$t = 1$. Dengan cara meregresikan persamaan (4.52) dengan persamaan (4.53) diperoleh model regresi seperti pada persamaan (2.11)

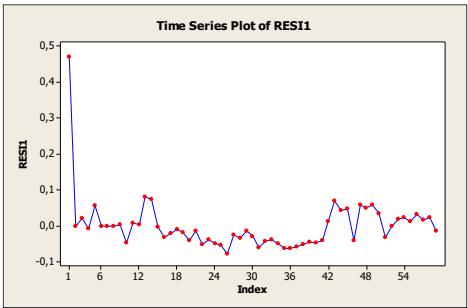
$$x_2(t) = \begin{cases} 1; t: 1 \\ 0; t: \text{yang lain} \end{cases} \tag{4.53}$$

Sehingga diperoleh model regresi

$$Y_t^* = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1}^* + \beta_1 x_1(t) + \beta_2 x_2(t) + e_t \tag{4.54}$$

Dengan hasil estimasi parameter seperti pada Tabel 4.52, sehingga diperoleh taksiran model.

$$\hat{Y}_t^* = 0,0288 + 0,896 Y_{t-1}^* + 0,046 x_1(t) + 0,537 x_2(t) + e_t$$



Gambar 4.74 Outlier x_2

Tabel 4.52 Estimasi Parameter C pada *Yield* Tenor 10 Tahun

Parameter	Koefisien	SE	t -stat	p -value
ϕ_0	0,02881	0,01340	2,15	0,036
ϕ_1	0,89643	0,03982	22,51	0,000
β_1	0,04663	0,03544	1,32	0,194
β_2	0,53679	0,03585	14,97	0,000

Selanjutnya dilakukan pengujian parameter model pada persamaan (4.52) dengan melakukan uji serentak dan parsial sebagai berikut :

1. Uji Serentak

Pengujian serentak digunakan untuk menguji pengaruh variabel prediktor secara bersama-sama terhadap variabel respon. Hasil tabel uji serentak dapat dilihat pada Lampiran 2 nomor 33.

Hipotesis :

$$H_0: \phi_0 = \phi_1 = \beta_1 = \beta_2 = 0$$

$$H_1: \text{minimal ada satu dari } \phi_0, \phi_1, \beta_1, \beta_2 \neq 0$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.16) diperoleh

$$F_{hitung} = \frac{0,23950}{0,00112} = 212,59$$

$$F_{0.05,3,55} = 3,16$$

Karena $F_{hitung} > F_{0.05,3,55}$ maka H_0 ditolak sehingga disimpulkan variabel prediktor berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

2. Uji Parsial

Pengujian parsial bertujuan mengetahui variabel mana sajakah yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Hasil tabel uji parsial dapat dilihat pada Lampiran 3 nomor 33.

Uji parameter ϕ_0

Hipotesis :

$$H_0: \phi_0 = 0 \text{ (}\phi_0 \text{ tidak berpengaruh signifikan)}$$

$$H_1: \phi_0 \neq 0 \text{ (}\phi_0 \text{ berpengaruh signifikan)}$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,02881}{0,01340} = 2,15$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_0 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter ϕ_1

Hipotesis :

$H_0: \phi_1 = 0$ (ϕ_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \phi_1 \neq 0$ (ϕ_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,89643}{0,03982} = 22,51$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_1 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_1

Hipotesis :

$H_0: \beta_1 = 0$ (β_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_1 \neq 0$ (β_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,04663}{0,03544} = 1,32$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| < t_{0.025,55}$ maka H_0 diterima sehingga parameter β_1 tidak signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_2

Hipotesis :

$H_0: \beta_2 = 0$ (β_2 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_2 \neq 0$ (β_2 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,53679}{0,03585} = 14,97$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter β_2 signifikan terhadap variabel prediktor.

Karena masih terdapat parameter yang tidak signifikan maka dilakukan deteksi *outlier* guna mendapatkan *outlier* yang berpengaruh signifikan. Karena persamaan tersebut masih belum memenuhi signifikansi maka dilakukan regresi persamaan (4.54) dengan $x_1(t)$ dan $x_2(t)$ sehingga diperoleh persamaan (4.55) dengan hasil estimasi parameter ditunjukkan pada Tabel 4.53 yang memenuhi signifikansi adalah sebagai berikut.

$$Y_t^* = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1}^* + \beta_2 x_2(t) + e_t \quad (4.55)$$

Dengan regresi diperoleh estimasi parameter seperti pada Tabel 4.53, sehingga diperoleh taksiran model.

$$\hat{Y}_t^* = 0,0246 + 0,912 Y_{t-1}^* + 0,541 x_2(t) + e_t$$

Tabel 4.53 Estimasi Parameter C pada *Yield* Tenor 10 Tahun

Parameter	Koefisien	SE	<i>t</i> -stat	<i>p</i> -value
ϕ_0	0,02457	0,01310	1,88	0,066
ϕ_1	0,91206	0,03825	23,84	0,000
β_2	0,54071	0,03595	15,04	0,000

Selanjutnya dilakukan pengujian parameter model pada persamaan (4.55) dengan melakukan uji serentak dan parsial sebagai berikut :

1. Uji Serentak

Pengujian serentak digunakan untuk menguji pengaruh variabel prediktor secara bersama-sama terhadap variabel respon. Hasil tabel uji serentak dapat dilihat pada Lampiran 2 nomor 34.

Hipotesis :

$$H_0: \beta_1 = 0$$

$$H_1: \beta_j \neq 0$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.16) diperoleh

$$F_{hitung} = \frac{0,35828}{0,00114} = 314,52$$

$$F_{0.05,2,56} = 3,16$$

Karena $F_{hitung} > F_{0.05,2,56}$ maka H_0 ditolak sehingga disimpulkan variabel prediktor berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

2. Uji Parsial

Pengujian parsial bertujuan mengetahui variabel mana sajakah yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Hasil tabel uji parsial dapat dilihat pada Lampiran 3 nomor 34.

Uji parameter ϕ_0

Hipotesis :

$$H_0: \phi_0 = 0 \text{ (}\phi_0 \text{ tidak berpengaruh signifikan)}$$

$$H_1: \phi_0 \neq 0 \text{ (}\phi_0 \text{ berpengaruh signifikan)}$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,02457}{0,01310} = 1,88$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| < t_{0.025,55}$ maka H_0 diterima sehingga parameter ϕ_0 tidak signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter ϕ_1

Hipotesis :

$H_0: \phi_1 = 0$ (ϕ_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \phi_1 \neq 0$ (ϕ_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,91206}{0,03825} = 23,84$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_1 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_2

Hipotesis :

$H_0: \beta_2 = 0$ (β_2 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_2 \neq 0$ (β_2 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,54071}{0,03595} = 15,04$$

$$t_{0.025,55} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter β_2 signifikan terhadap variabel prediktor.

Karena persamaan tersebut masih belum memenuhi signifikansi maka dilakukan regresi persamaan (4.55) dengan $x_2(t)$ sehingga diperoleh persamaan (4.56) dengan hasil estimasi parameter ditunjukkan pada Tabel 4.54 yang memenuhi signifikansi dan memenuhi asumsi residual berdistribusi normal seperti yang dapat dilihat pada Gambar 4.75. Persamaan ARIMA(1,0,0) yang dapat digunakan yang telah memenuhi uji asumsi residual normal adalah sebagai berikut.

$$Y_t^* = \phi_1 Y_{t-1}^* + \beta_2 x_2(t) + e_t \quad (4.56)$$

Dengan regresi diperoleh estimasi parameter seperti pada Tabel 4.54, sehingga diperoleh taksiran model.

$$\hat{Y}_t^* = 0,980 Y_{t-1}^* + 0,564 x_2(t) + e_t$$

Tabel 4.54 Estimasi Parameter C pada *Yield* Tenor 10 Tahun

Parameter	Koefisien	SE	t -stat	p -value
ϕ_1	0,97960	0,01323	74,06	0,000
β_2	0,56396	0,03449	16,35	0,000

Selanjutnya dilakukan pengujian parameter model pada persamaan (4.56) dengan melakukan uji serentak dan parsial sebagai berikut :

1. Uji Serentak

Pengujian serentak digunakan untuk menguji pengaruh variabel prediktor secara bersama-sama terhadap variabel respon. Hasil tabel uji serentak dapat dilihat pada Lampiran 2 nomor 35.

Hipotesis :

$$H_0: \phi_1 = \beta_2 = 0$$

$$H_1: \text{minimal ada satu dari } \phi_1, \beta_2 \neq 0$$

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.16) diperoleh

$$F_{hitung} = \frac{3,4325}{0,0012} = 2885,65$$

$$F_{0.05,1,57} = 4,01$$

Karena $F_{hitung} > F_{0.05,1,57}$ maka H_0 ditolak sehingga disimpulkan variabel prediktor berpengaruh signifikan terhadap variabel respon.

2. Uji Parsial

Pengujian parsial bertujuan mengetahui variabel mana sajakah yang berpengaruh signifikan terhadap variabel respon. Hasil tabel uji parsial dapat dilihat pada Lampiran 3 nomor 35.

Uji parameter ϕ_1

Hipotesis :

$H_0: \phi_1 = 0$ (ϕ_1 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \phi_1 \neq 0$ (ϕ_1 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,97960}{0,01323} = 74,06$$

$$t_{0.025,57} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter ϕ_1 signifikan terhadap variabel prediktor.

Uji parameter β_2

Hipotesis :

$H_0: \beta_2 = 0$ (β_2 tidak berpengaruh signifikan)

$H_1: \beta_2 \neq 0$ (β_2 berpengaruh signifikan)

Statistik uji :

Sesuai dengan persamaan (2.17) diperoleh

$$t_{hitung} = \frac{0,56396}{0,03449} = 16,35$$

$$t_{0.025,57} = 1,960$$

Karena $|t_{hitung}| > t_{0.025,55}$ maka H_0 ditolak sehingga parameter β_2 signifikan terhadap variabel prediktor.

3. Uji Normalitas Residual

Hipotesis :

$H_0: F(x) = F_0(x)$ (residual berdistribusi normal)

$H_1: F(x) \neq F_0(x)$ (residual tidak berdistribusi normal)

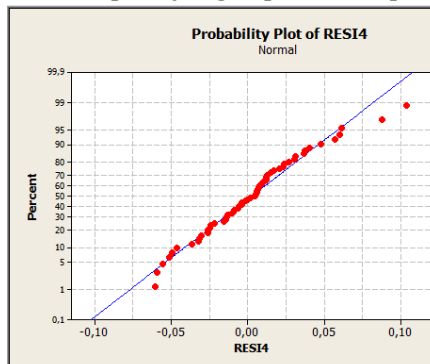
Statistik uji :

Uji normalitas menggunakan Kolmogrov-Smirnov dapat dilihat pada persamaan (2.9) sehingga diperoleh

$$D_{hitung} = 0,098$$

$$D_{tabel} = D_{0,95,59} = 0,1758$$

Karena $D_{hitung} < D_{tabel}$ maka H_0 diterima sehingga residual berdistribusi normal, seperti yang dapat dilihat pada Gambar 4.72.



Gambar 4.75 Residual AR(1) dengan Regresi *Outlier*

4.3.4 Peramalan

Pemilihan model terbaik melalui MAPE (*Mean Absolute Percentage Residual*). Model dikatakan baik, jika model tersebut memiliki nilai MAPE yang kecil.

a. Peramalan pada Tenor 2 Tahun

Dari persamaan ARIMA(1,0,0) dengan deteksi *outlier* maka diperoleh data ramalan untuk 12 periode kedepan dengan nilai L tenor 2 tahun adalah sebagai berikut

$$\begin{aligned} MAPE &= \frac{\sum_{t=1}^n \left| \frac{Y_t - \hat{Y}_t}{Y_t} \right|}{n} \times 100\% \\ &= \frac{5,175226}{58} \times 100\% \\ &= 8,9228 \% \end{aligned}$$

Dari perhitungan MAPE maka diketahui terdapat kesalahan pada model sebesar 8,9228 %.

Persentase laju nilai L berdasarkan data L yang sebelumnya telah diestimasi dengan Filter Kalman dan diramalkan dengan metode ARIMA dengan deteksi *outlier* dapat dilihat pada Lampiran 4.

Berikutnya data ramalan untuk 12 periode kedepan dengan nilai S tenor 2 tahun adalah sebagai berikut

$$\begin{aligned} MAPE &= \frac{\sum_{t=1}^n \left| \frac{Y_t - \hat{Y}_t}{Y_t} \right|}{n} \times 100\% \\ &= \frac{5,570316}{58} \times 100\% \\ &= 9,604 \% \end{aligned}$$

Dari perhitungan MAPE maka diketahui terdapat kesalahan pada model sebesar 9,604 %.

Persentase laju nilai S berdasarkan data S yang sebelumnya telah diestimasi dengan Filter Kalman dan diramalkan dengan metode ARIMA dengan deteksi *outlier* dapat dilihat pada Lampiran 5.

Selanjutnya data ramalan untuk 12 periode kedepan dengan nilai C tenor 2 tahun adalah sebagai berikut

$$\begin{aligned} MAPE &= \frac{\sum_{t=1}^n \left| \frac{Y_t - \hat{Y}_t}{Y_t} \right|}{n} \times 100\% \\ &= \frac{4,355121}{58} \times 100\% \\ &= 7,5088 \% \end{aligned}$$

Dari perhitungan MAPE maka diketahui terdapat kesalahan pada model sebesar 7,5088 %.

Persentase laju nilai C berdasarkan data C yang sebelumnya telah diestimasi dengan Filter Kalman dan diramalkan dengan metode ARIMA dengan deteksi *outlier* dapat dilihat pada Lampiran 6.

b. Peramalan pada Tenor 5 Tahun

Dari persamaan ARIMA(1,0,0) dengan deteksi *outlier* maka diperoleh data ramalan untuk 12 periode kedepan dengan nilai L tenor 5 tahun adalah sebagai berikut

$$\begin{aligned} MAPE &= \frac{\sum_{t=1}^n \left| \frac{Y_t - \hat{Y}_t}{Y_t} \right|}{n} \times 100\% \\ &= \frac{4,416308}{58} \times 100\% \\ &= 7,6143 \% \end{aligned}$$

Dari perhitungan MAPE maka diketahui terdapat kesalahan pada model sebesar 7,6143 %.

Persentase laju nilai L berdasarkan data L yang sebelumnya telah diestimasi dengan Filter Kalman dan diramalkan dengan metode ARIMA dengan deteksi *outlier* dapat dilihat pada Lampiran 7.

Berikutnya data ramalan untuk 12 periode kedepan dengan nilai S tenor 5 tahun adalah sebagai berikut

$$\begin{aligned} MAPE &= \frac{\sum_{t=1}^n \left| \frac{Y_t - \hat{Y}_t}{Y_t} \right|}{n} \times 100\% \\ &= \frac{5,168693}{58} \times 100\% \\ &= 8,9115 \% \end{aligned}$$

Dari perhitungan MAPE maka diketahui terdapat kesalahan pada model sebesar 8,9115 %.

Persentase laju nilai S berdasarkan data S yang sebelumnya telah diestimasi dengan Filter Kalman dan diramalkan dengan metode ARIMA dengan deteksi *outlier* dapat dilihat pada Lampiran 8.

Selanjutnya data ramalan untuk 12 periode kedepan dengan nilai C tenor 5 tahun adalah sebagai berikut

$$\begin{aligned} MAPE &= \frac{\sum_{t=1}^n \left| \frac{Y_t - \hat{Y}_t}{Y_t} \right|}{n} \times 100\% \\ &= \frac{4,355121}{58} \times 100\% \\ &= 7,5088 \% \end{aligned}$$

Dari perhitungan MAPE maka diketahui terdapat kesalahan pada model sebesar 7,5088 %.

Persentase laju nilai C berdasarkan data C yang sebelumnya telah diestimasi dengan Filter Kalman dan diramalkan dengan

metode ARIMA dengan deteksi *outlier* dapat dilihat pada Lampiran 9.

c. Peramalan pada Tenor 10 Tahun

Dari persamaan ARIMA(1,0,0) dengan deteksi *outlier* maka diperoleh data ramalan untuk 12 periode kedepan dengan nilai L tenor 10 tahun adalah sebagai berikut

$$\begin{aligned} MAPE &= \frac{\sum_{t=1}^n \left| \frac{Y_t - \hat{Y}_t}{Y_t} \right|}{n} \times 100\% \\ &= \frac{4,135698}{58} \times 100\% \\ &= 7,1305 \% \end{aligned}$$

Dari perhitungan MAPE maka diketahui terdapat kesalahan pada model sebesar 7,1305 %.

Persentase laju nilai L berdasarkan data L yang sebelumnya telah diestimasi dengan Filter Kalman dan diramalkan dengan metode ARIMA dengan deteksi *outlier* dapat dilihat pada Lampiran 10.

Berikutnya data ramalan untuk 12 periode kedepan dengan nilai S tenor 10 tahun adalah sebagai berikut

$$\begin{aligned} MAPE &= \frac{\sum_{t=1}^n \left| \frac{Y_t - \hat{Y}_t}{Y_t} \right|}{n} \times 100\% \\ &= \frac{4,837055}{58} \times 100\% \\ &= 8,33978 \% \end{aligned}$$

Dari perhitungan MAPE maka diketahui terdapat kesalahan pada model sebesar 8,33978 %.

Persentase laju nilai S berdasarkan data S yang sebelumnya telah diestimasi dengan Filter Kalman dan diramalkan dengan

metode ARIMA dengan deteksi *outlier* dapat dilihat pada Lampiran 11.

Selanjutnya data ramalan untuk 12 periode kedepan dengan nilai C tenor 10 tahun adalah sebagai berikut

$$\begin{aligned} MAPE &= \frac{\sum_{t=1}^n \left| \frac{Y_t - \hat{Y}_t}{Y_t} \right|}{n} \times 100\% \\ &= \frac{4,779755}{58} \times 100\% \\ &= 8,241 \% \end{aligned}$$

Dari perhitungan MAPE maka diketahui terdapat kesalahan pada model sebesar 8,241 %.

Persentase laju nilai C berdasarkan data C yang sebelumnya telah diestimasi dengan Filter Kalman dan diramalkan dengan metode ARIMA dengan deteksi *outlier* dapat dilihat pada Lampiran 12.

4.4 Model Diebold-Li

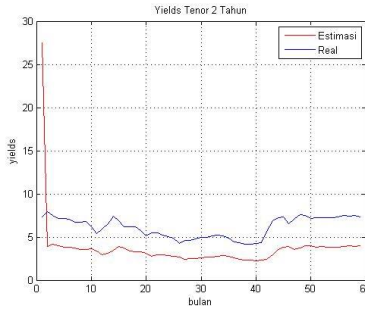
Model Diebold-Li menjelaskan mengenai penjelasan fungsi parameter dalam menentukan estimasi untuk *yield curve*.

a. Model Diebold Li metode ARIMA dengan *Outlier*

Dengan menggunakan metode ARIMA dan *Outlier*, berdasarkan persamaan (2.1) diperoleh persamaan tenor 2 tahun untuk data *insample* adalah sebagai berikut

$$\begin{aligned}
y_t(2) = & (0,993 Y_{t-1}^* + 13,9 x_2(t)) \\
& + (0,993 Y_{t-1}^* + 12,0 x_2(t)) \left(\frac{1 - \exp^{-2\lambda}}{2\lambda} \right) \\
& + (0,99 Y_{t-1}^* + 0,00028 x_1(t) \\
& + 0,00140 x_2(t)) \left(\frac{1 - \exp^{-2\lambda}}{2\lambda} - \exp^{-2\lambda} \right)
\end{aligned}$$

dengan *yield curve* yang dapat dilihat pada Gambar 4.76.

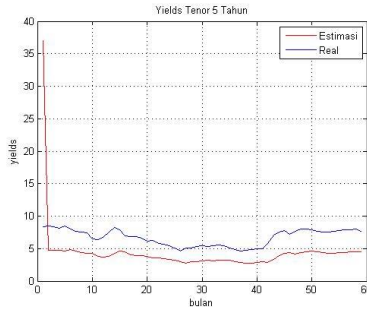


Gambar 4.76 Ramalan Nilai Yield Untuk Tenor 2 Tahun

Pada data *insample* pada tenor 5 tahun, diperoleh model Diebold-Li sebagai berikut

$$\begin{aligned}
y_t(5) = & (0,991 Y_{t-1}^* + 20,8 x_2(t)) \\
& + (0,989 Y_{t-1}^* + 15,3 x_2(t)) \left(\frac{1 - \exp^{-5\lambda}}{5\lambda} \right) \\
& + (0,99 Y_{t-1}^* \\
& + 0,0728 x_2(t)) \left(\frac{1 - \exp^{-2\lambda}}{5\lambda} - \exp^{-5\lambda} \right)
\end{aligned}$$

dengan *yield curve* yang dapat dilihat pada Gambar 4.77

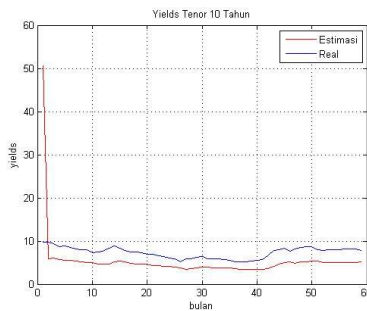


Gambar 4.77 Ramalan Nilai *Yield* Untuk Tenor 5 Tahun

Sedangkan untuk data *insample* pada tenor 10 tahun, diperoleh model Diebold-Li sebagai berikut

$$\begin{aligned}
 y_t(10) = & (0,984 Y_{t-1}^* + 31,7 x_2(t)) \\
 & + (0,981 Y_{t-1}^* + 19,5 x_2(t)) \left(\frac{1 - \exp^{-10\lambda}}{10\lambda} \right) \\
 & + (0,98 Y_{t-1}^* \\
 & + 0,0564 x_2(t)) \left(\frac{1 - \exp^{-2\lambda}}{10\lambda} - \exp^{-10\lambda} \right)
 \end{aligned}$$

dengan *yield curve* yang dapat dilihat pada Gambar 4.78



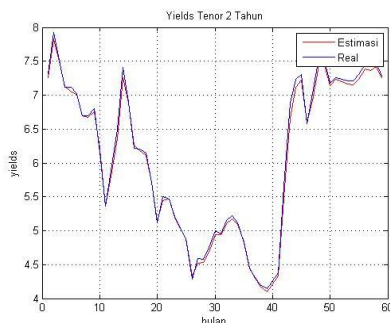
Gambar 4.78 Ramalan Nilai *Yield* Untuk Tenor 10 Tahun

b. Model Diebold Li metode ARIMA tanpa *Outlier*

Dengan menggunakan metode ARIMA, berdasarkan persamaan (2.1) diperoleh persamaan tenor 2 tahun untuk data *insample* adalah sebagai berikut

$$y_t(2) = 0,993 Y_{t-1}^* + 0,993 Y_{t-1}^* \left(\frac{1 - \exp^{-2\lambda}}{2\lambda} \right) + 0,99 Y_{t-1}^* \left(\frac{1 - \exp^{-2\lambda}}{2\lambda} - \exp^{-2\lambda} \right)$$

dengan *yield curve* yang dapat dilihat pada Gambar 4.79

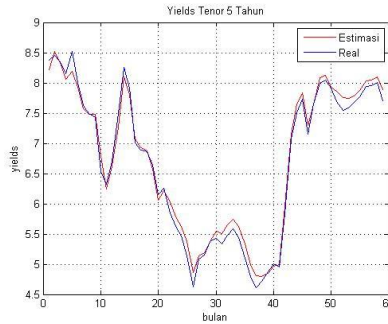


Gambar 4.79 Ramalan Nilai *Yield* Untuk Tenor 2 Tahun

Pada data *insample* pada tenor 5 tahun, diperoleh model Diebold-Li sebagai berikut

$$y_t(5) = 0,993 Y_{t-1}^* + 0,993 Y_{t-1}^* \left(\frac{1 - \exp^{-5\lambda}}{5\lambda} \right) + 0,99 Y_{t-1}^* \left(\frac{1 - \exp^{-5\lambda}}{5\lambda} - \exp^{-5\lambda} \right)$$

dengan *yield curve* yang dapat dilihat pada Gambar 4.80

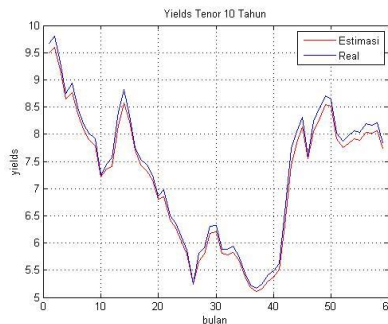


Gambar 4.80 Ramalan Nilai *Yield* Untuk Tenor 5 Tahun

Sedangkan untuk data *insample* pada tenor 10 tahun, diperoleh model Diebold-Li sebagai berikut

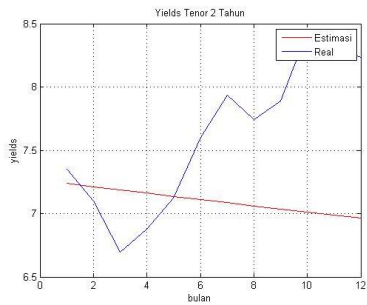
$$y_t(10) = 0,993 Y_{t-1}^* + 0,993 Y_{t-1}^* \left(\frac{1 - \exp^{-10\lambda}}{10\lambda} \right) + 0,99 Y_{t-1}^* \left(\frac{1 - \exp^{-10\lambda}}{10\lambda} - \exp^{-10\lambda} \right)$$

dengan *yield curve* yang dapat dilihat pada Gambar 4.81

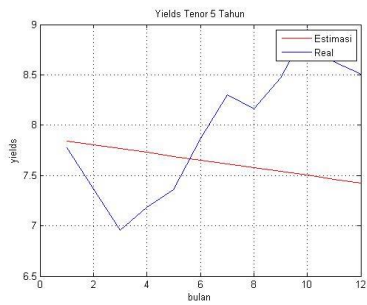


Gambar 4.81 Ramalan Nilai *Yield* Untuk Tenor 10 Tahun

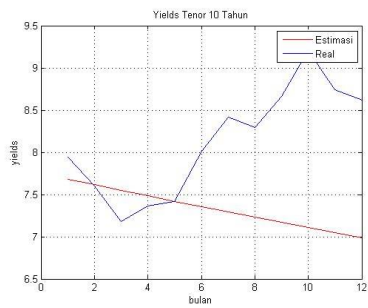
Pada kesempatan berikutnya, juga disimulasikan data *outsample* tanpa *outlier* dengan didapat *yield curve* sebagai berikut pada masing-masing tenor 2, 5, dan 10 tahun yang dapat dilihat pada Gambar 4.82, Gambar 4.83, dan Gambar 4.84.



Gambar 4.82 Ramalan Nilai *Yield* Tenor 2 Tahun Untuk *Outsample*



Gambar 4.83 Ramalan Nilai *Yield* Tenor 5 Tahun Untuk *Outsample*



Gambar 4.84 Ramalan Nilai *Yield* Tenor 10 Tahun Untuk *Outsample*

BAB V

KESIMPULAN DAN SARAN

Pada bab ini diberikan kesimpulan dari hasil analisis dan pembahasan serta diberikan saran untuk perusahaan yang bersangkutan.

5.1 Kesimpulan

Berdasarkan data *time series* parameter beta data *yield* maka dapat disimpulkan bahwa :

1. Berdasarkan peramalan nilai parameter L, S , dan C data *yield* dengan tenor 2, 3, dan 5 tahun dengan menggunakan metode ARIMA diperoleh model ARIMA(1,0,0) dengan deteksi *outlier* dengan model ARIMA sebagai berikut :

a. L tenor 2 tahun adalah $\hat{Y}_t^* = 0,993 Y_{t-1}^* + 13,9 x_2(t)$

Dengan MAPE sebesar 8,9928%

b. S tenor 2 tahun adalah $\hat{Y}_t^* = 0,993 Y_{t-1}^* + 12,0 x_2(t)$

Dengan MAPE sebesar 9,604%

c. C tenor 2 tahun adalah $\hat{Y}_t^* = 0,99 Y_{t-1}^* + 0,00028 x_1(t) + 0,00140 x_2(t)$

Dengan MAPE sebesar 7,5088%

d. L tenor 5 tahun adalah $\hat{Y}_t^* = 0,991 Y_{t-1}^* + 20,8 x_2(t)$

Dengan MAPE sebesar 7,6143%

e. S tenor 5 tahun adalah $\hat{Y}_t^* = 0,989 Y_{t-1}^* + 15,3 x_2(t)$

Dengan MAPE sebesar 8,9115%

f. C tenor 5 tahun adalah $\hat{Y}_t^* = 0,99 Y_{t-1}^* + 0,0728 x_2(t)$

Dengan MAPE sebesar 7,8518%

g. L tenor 10 tahun adalah $\hat{Y}_t^* = 0,984 Y_{t-1}^* + 31,7 x_2(t)$

Dengan MAPE sebesar 7,1305%

h. S tenor 10 tahun adalah $\hat{Y}_t^* = 0,981 Y_{t-1}^* + 19,5 x_2(t)$

Dengan MAPE sebesar 8,3398%

- i. C tenor 10 tahun adalah $\hat{Y}_t^* = 0,98 Y_{t-1}^* + 0,564 x_2(t)$

Dengan MAPE sebesar 8,241%

2. Berdasarkan model Diebold-Li didapatkan model sebagai berikut :

- a. Tenor 2 tahun

$$y_t(2) = 0,993 Y_{t-1}^* + 0,993 Y_{t-1}^* \left(\frac{1 - \exp^{-2\lambda}}{2\lambda} \right) + 0,99 Y_{t-1}^* \left(\frac{1 - \exp^{-2\lambda}}{2\lambda} - \exp^{-2\lambda} \right)$$

- b. Tenor 5 tahun

$$y_t(5) = 0,991 Y_{t-1}^* + 0,989 Y_{t-1}^* \left(\frac{1 - \exp^{-5\lambda}}{5\lambda} \right) + 0,99 Y_{t-1}^* \left(\frac{1 - \exp^{-5\lambda}}{5\lambda} - \exp^{-5\lambda} \right)$$

- c. Tenor 10 tahun

$$y_t(10) = 0,984 Y_{t-1}^* + 0,981 Y_{t-1}^* \left(\frac{1 - \exp^{-10\lambda}}{10\lambda} \right) + 0,98 Y_{t-1}^* \left(\frac{1 - \exp^{-10\lambda}}{10\lambda} - \exp^{-10\lambda} \right)$$

3. Berdasarkan hasil simulasi, dilakukan estimasi parameter pada data *yields* dari Kementerian Keuangan menggunakan Filter Kalman. Kemudian, dilakukan peramalan nilai *yields* menggunakan metode ARIMA. Namun, model ARIMA(1,0,0) memiliki residual yang tidak normal yang dapat dipastikan terdapat pencilan pada model tersebut sehingga perlu dilakukan

deteksi *Outlier* pada residual ARIMA(1,0,0) sehingga diperoleh model ARIMA yang memenuhi semua uji asumsi yang diperlukan.

5.2 Saran

Untuk pengembangan penelitian selanjutnya disarankan untuk menggunakan metode peramalan selain metode ARIMA sebagai pembandingan nilai MAPE terkecil untuk mendapatkan model Diebold-Li yang sesuai guna menentukan estimasi *yield curve*.

“Halaman ini sengaja dikosongkan”

DAFTAR PUSTAKA

- [1] Syafii, A. M., Nugraha, E. S., Hariati, N., Jasmir, Apriliani, E., (2018) "*Estimasi Parameter dan Prediksi Harga/Nilai Yields Menggunakan Algoritma Filter Kalman*" Universitas Brwaijaya.
- [2] Sari, M., (2018) "*Pemodelan Parameter Short Rate (β_2) Pada Model Diebold-Li Dengan Menggunakan Persamaan Diferensial Stokastik Vasicek*". (Tugas Akhir). Surabaya : Institut Teknologi Sepuluh Nopember.
- [3] Judisseno, Rimsky K. 2002. Sistem Moneter dan Perbankan di Indonesia. Jakarta: Gramedia Pustaka Utama.
- [4] Puspitasari, W. D., (2018) "*Estimasi Parameter Model ARIMA Pada Peramlan Kurva Yield Menggunakan Kalman Filter*". (Tugas Akhir). Surabaya : Institut Teknologi Sepuluh Nopember.
- [5] Wei, W.,W.,S. (2006). "*Time Series Analysis Univariate and Multivariate Method 2nd Editions*". New York: Addison Wesley Publishing Company, Inc.
- [6] Kutner, M.H., C.j. Nachtsheim., dan J. Neter. (2004). "*Applied Linear Regression 12 Models. 4th ed*". New York : McGraw-Hill Companies, Inc.
- [7] Gujarati, N.D. (2003). "*Basic Econometrics. 4th ed*". New York: McGraw-Hill Companies, Inc.
- [8] Kalengkongan, G., (2013) "*Tingkat Suku Bunga dan Inflasi Pengaruhnya Terhadap Return Or Asset (ROA) Pada Industri Perbankan Yang Go Public Di Bursa Efek Indonesia*", Jurnal EMBA, Vol.1, NO.4, 737-747
- [9] Draper, N.R, dan Smith, H. (1992). "*Analisis Regresi Terapan*". Jakarta : PT Gramedia Pustaka Utama Jakarta.

“Halaman ini sengaja dikosongkan”

Lampiran 1

Data Hasil Estimasi Parameter L, S , dan C

1	0,76	0,2	1	0,53	0,29	1	0,33	0,27
3,86551294	3,543996634	0,279955499	4,667766827	3,944253488	0,531553416	5,720673948	4,427812477	0,835504147
4,160369975	3,830465762	0,288182801	4,693720672	3,968413422	0,533262696	5,78009285	4,479397036	0,842622892
3,986735244	3,661770482	0,283337927	4,672226344	3,948414075	0,531847772	5,54353829	4,274048688	0,814284518
3,792846478	3,473397342	0,27792791	4,57515697	3,858044756	0,525454275	5,234444081	4,0057374	0,777257166
3,755222515	3,436843681	0,2768781	4,73690866	4,008616288	0,53610699	5,298093835	4,060988994	0,784881967
3,736246809	3,418407785	0,276348627	4,496669927	3,78498268	0,520285241	5,081715866	3,873160656	0,75896138
3,571234805	3,258089938	0,27174435	4,294753134	3,597022226	0,506987315	4,913775215	3,727378655	0,73884325
3,557777414	3,245015375	0,271368852	4,207850588	3,51612632	0,501264048	4,799380427	3,628077497	0,725139544
3,602570245	3,288533967	0,272618692	4,166674936	3,477796699	0,498552284	4,738486	3,575217684	0,717844812
3,314634655	3,008789387	0,264584517	3,733293264	3,074370049	0,470010442	4,403973849	3,284842182	0,677772566
2,882249138	2,588704101	0,252519801	3,594753664	2,945406203	0,460886439	4,490330002	3,359804216	0,688117437
3,114093101	2,813952713	0,25898887	3,755506391	3,095047821	0,471473364	4,513370865	3,379804991	0,690877573
3,396921387	3,088735279	0,266880538	4,143833536	3,45653408	0,497047985	4,954311648	3,762566575	0,743699235
3,862519146	3,541088006	0,297871954	4,552936614	3,837360254	0,523990877	5,190435429	3,967535397	0,771985233
3,760850721	3,354872043	0,274523901	4,441908222	3,734006063	0,51667872	4,992611055	3,795812631	0,748287239
3,350616501	3,043747644	0,265588507	3,987934484	3,311410655	0,486780716	4,691722956	3,534624711	0,712242922
3,305931983	3,000334283	0,264341689	3,88631371	3,216813834	0,48008813	4,529601736	3,393425556	0,692577231
3,267110967	2,962617332	0,26325947	3,867403116	3,199210327	0,478842708	4,467208257	3,339733231	0,685347611
3,061095605	2,762462857	0,257510097	3,759912614	3,099148489	0,47176355	4,373962847	3,258790932	0,674177455
2,768619698	2,47830712	0,243923525	3,511798662	2,873211746	0,455778787	4,170267858	3,081972139	0,649776202
2,921787536	2,627117736	0,253623028	3,527736302	2,883020939	0,456472773	4,196698734	3,104369629	0,652867088
2,933160366	2,638167038	0,253940061	3,36233119	2,704754408	0,443860678	3,95188736	2,894205507	0,623615728
2,799041116	2,507863129	0,250198074	3,212446648	2,589523966	0,435708294	3,871537675	2,826257413	0,613990388
2,710784263	2,42211695	0,247735471	3,129721319	2,512516551	0,430260132	3,727740706	2,697833496	0,596764504
2,632809173	2,346360047	0,244559757	2,952839858	2,347861006	0,418610995	3,590330807	2,578530348	0,580305021
2,345749574	2,067466539	0,237550024	2,706377833	2,118434255	0,402379389	3,269576698	2,300121716	0,541879619
2,442298347	2,161268753	0,240243994	2,884437634	2,284186694	0,41410613	3,515701333	2,513771305	0,571363651
2,452034083	2,170724035	0,240515546	2,935564011	2,331779254	0,417473234	3,58098969	2,5774847	0,580156048
2,532250189	2,248661701	0,242753891	3,046884957	2,435405777	0,424804658	3,806247182	2,765981566	0,606196938
2,665546938	2,378165509	0,246473228	3,087204269	2,472938249	0,427460026	3,822489312	2,780080655	0,608114733
2,662976093	2,375668797	0,246401495	3,0858549304	2,446263894	0,425572854	3,955517614	2,583056361	0,580250581
2,747318766	2,457612143	0,248754882	3,116277562	2,500002017	0,429374747	3,578328323	2,568135082	0,578865932
2,784511453	2,493746797	0,249792657	3,17450074	2,554200852	0,433209235	3,608041074	2,593927433	0,582425315
2,741196607	2,451664143	0,248584057	3,107580602	2,491906184	0,428801979	3,52088085	2,524523504	0,57284747
2,605853653	2,32017134	0,244807625	2,936368262	2,332527915	0,417526201	3,356918493	2,375938803	0,552342563
2,409181946	2,129094427	0,239319957	2,779712106	2,186699717	0,40720907	3,235559123	2,270519194	0,537804549
2,327845064	2,050071365	0,23705044	2,669499873	2,084105272	0,399950664	3,192773857	2,233451958	0,532679169
2,262357164	1,986446424	0,235223152	2,709542241	2,121379941	0,402587792	3,216889271	2,25447231	0,535890008
2,228114382	1,953177758	0,234267686	2,790141708	2,196408433	0,407895948	3,307285423	2,323854486	0,546398684
2,286166227	2,009578181	0,235987488	2,856428417	2,258113453	0,412261487	3,34819547	2,368366725	0,551297605
2,348119105	2,069768663	0,23761614	2,834201449	2,237422797	0,410797654	3,427327234	2,437409568	0,560825619
2,945959818	2,650602379	0,2542975	3,241564242	2,616628974	0,437625933	3,894821175	2,842955616	0,616791517
3,554933198	3,242252069	0,271289491	3,88203197	3,212828045	0,479806141	4,536294436	3,39970395	0,692623659
3,786978852	3,467696634	0,277764187	4,165893513	3,477069287	0,498500821	4,766917437	3,599897782	0,721250702
3,842299733	3,521443782	0,279307788	4,306314258	3,607784253	0,507748713	4,939378658	3,749603895	0,741910366
3,524628994	3,2180994	0,270443922	4,055464489	3,74273036	0,491228137	4,597885863	3,453168798	0,701001886
3,68626271	3,369845602	0,274953937	4,248273554	3,55375528	0,503926242	4,885767644	3,703066496	0,735488136
3,961241649	3,637002113	0,282626587	4,438755783	3,731071519	0,516471105	5,030702186	3,828877891	0,752850294
3,959882419	3,63568155	0,282588661	4,482948816	3,772209961	0,51398159	5,170231088	3,949496884	0,769564893
3,80052436	3,480856806	0,278142143	4,429438485	3,722398225	0,515857483	5,155145214	3,936901491	0,767757709
3,850715669	3,529620307	0,279542616	4,319898283	3,620429361	0,508643335	4,809405252	3,636779613	0,726340449
3,834705395	3,514065483	0,279095886	4,236227509	3,54254185	0,503132908	4,71554333	3,553502146	0,715096439
3,81259594	3,492549717	0,27847796	4,241391174	3,547348605	0,503472979	4,759729721	3,593658047	0,720389609
3,804975339	3,483181169	0,278263637	4,289992028	3,592590205	0,506673756	4,810402712	3,637645465	0,726459938
3,852861828	3,531704888	0,279602484	4,338993355	3,638204596	0,509909097	4,796631232	3,62569104	0,724810209
3,927774413	3,64455751	0,281691916	4,423738877	3,71709257	0,515482115	4,881407204	3,698988687	0,734922636
3,916698762	3,593726354	0,281383721	4,441671892	3,733786068	0,516663156	4,869501924	3,68894693	0,733539615
3,946519738	3,622699002	0,282215806	4,467432135	3,757765782	0,518339685	4,892405535	3,708828562	0,736283331
3,865104281	3,5435996	0,279944096	4,331109228	3,630865414	0,509381671	4,713392904	3,553435454	0,714838832

Lampiran 2
Tabel ANOVA

1. Tabel ANOVA ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ Tenor 2 Tahun

Analysis of Variance					
Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	2	587.24	293.62	67.13	0.000
Residual Error	56	244.95	4.37		
Total	58	832.19			

2. Tabel ANOVA ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ + $x_2(t)$ Tenor 2 Tahun

Analysis of Variance					
Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	3	741.54	247.18	149.96	0.000
Residual Error	55	90.65	1.65		
Total	58	832.19			

3. Tabel ANOVA ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ + $x_2(t)$ Tenor 2 Tahun

Analysis of Variance					
Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	3	7760.5	2586.8	1535.89	0.000
Residual Error	56	94.3	1.7		
Total	59	7854.8			

4. Tabel ANOVA ARIMA(1,0,0) + $x_2(t)$ Tenor 2 Tahun

Analysis of Variance					
Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	2	7754.2	3877.1	2197.22	0.000
Residual Error	57	100.6	1.8		
Total	59	7854.8			

Lampiran 2 (Lanjutan)

5. Tabel ANOVA ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ Tenor 2 Tahun

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	2	458,44	229,22	69,33	0,000
Residual Error	56	185,15	3,31		
Total	58	643,58			

6. Tabel ANOVA ARIMA(1,0,0)+ $x_1(t) + x_2(t)$ Tenor 2 Tahun

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	3	573,27	191,09	149,47	0,000
Residual Error	55	70,32	1,28		
Total	58	643,58			

7. Tabel ANOVA ARIMA(1,0,0) + $x_1(t) + x_2(t)$ Tenor 2 Tahun

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	3	5356,9	1785,6	1367,45	0,000
Residual Error	56	73,1	1,3		
Total	59	5430,0			

8. Tabel ANOVA ARIMA(1,0,0) + $x_2(t)$ Tenor 2 Tahun

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	2	5351,8	2675,9	1951,93	0,000
Residual Error	57	78,1	1,4		
Total	59	5430,0			

Lampiran 2 (Lanjutan)

9. Tabel ANOVA ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ Tenor 2 Tahun

Analysis of Variance						
Source	DF	SS	MS	F	P	
Regression	2	6,26199E-06	3,13100E-06	69,05	0,000	
Residual Error	56	2,53916E-06	4,53422E-08			
Total	58	8,80115E-06				

10. Tabel ANOVA ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ + $x_2(t)$ Tenor 2 Tahun

Analysis of Variance						
Source	DF	SS	MS	F	P	
Regression	3	7,82488E-06	2,60829E-06	146,94	0,000	
Residual Error	55	9,76272E-07	1,77504E-08			
Total	58	8,80115E-06				

11. Tabel ANOVA ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ + $x_2(t)$ Tenor 2 Tahun

Analysis of Variance						
Source	DF	SS	MS	F	P	
Regression	3	0,000107727	0,000035909	1970,87	0,000	
Residual Error	56	0,000001020	0,000000018			
Total	59	0,000108747				

12. Tabel ANOVA ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ Tenor 5 Tahun

Analysis of Variance						
Source	DF	SS	MS	F	P	
Regression	2	936,08	468,04	56,03	0,000	
Residual Error	56	467,79	8,35			
Total	58	1403,87				

Lampiran 2 (Lanjutan)

13. Tabel ANOVA ARIMA(1,0,0) + $x_1(t) + x_2(t)$ Tenor 5 Tahun

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	3	1283,00	427,67	194,60	0,000
Residual Error	55	120,87	2,20		
Total	58	1403,87			

14. Tabel ANOVA ARIMA(1,0,0) + $x_1(t) + x_2(t)$ Tenor 5 Tahun

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	3	14052,7	4684,2	2100,75	0,000
Residual Error	56	124,9	2,2		
Total	59	14177,6			

15. Tabel ANOVA ARIMA(1,0,0) + $x_2(t)$ Tenor 5 Tahun

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	2	14052,5	7026,3	3202,22	0,000
Residual Error	57	125,1	2,2		
Total	59	14177,6			

16. Tabel ANOVA ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ Tenor 5 Tahun

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	2	561,25	280,63	59,95	0,000
Residual Error	56	262,12	4,68		
Total	58	823,37			

Lampiran 2 (Lanjutan)

17. Tabel ANOVA ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ + $x_2(t)$ Tenor 5 Tahun

Analysis of Variance					
Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	3	751,77	250,59	192,49	0,000
Residual Error	55	71,60	1,30		
Total	58	823,37			

18. Tabel ANOVA ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ + $x_2(t)$ Tenor 5 Tahun

Analysis of Variance					
Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	3	6757,1	2252,4	1706,36	0,000
Residual Error	56	73,9	1,3		
Total	59	6831,0			

19. Tabel ANOVA ARIMA(1,0,0) + $x_2(t)$ Tenor 5 Tahun

Analysis of Variance					
Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	2	6756,9	3378,5	2600,51	0,000
Residual Error	57	74,1	1,3		
Total	59	6831,0			

20. Tabel ANOVA ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ Tenor 5 Tahun

Analysis of Variance					
Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	2	0,0131035	0,0065518	60,31	0,000
Residual Error	56	0,0060835	0,0001086		
Total	58	0,0191870			

Lampiran 2 (Lanjutan)

21. Tabel ANOVA ARIMA(1,0,0) + $x_1(t) + x_2(t)$ Tenor 5 Tahun

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	3	0,0174516	0,0058172	184,36	0,000
Residual Error	55	0,0017354	0,0000316		
Total	58	0,0191870			

22. Tabel ANOVA ARIMA(1,0,0) + $x_1(t) + x_2(t)$ Tenor 5 Tahun

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	3	0,180341	0,060114	1872,38	0,000
Residual Error	56	0,001798	0,000032		
Total	59	0,182139			

23. Tabel ANOVA ARIMA(1,0,0) + $x_2(t)$ Tenor 5 Tahun

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	2	0,180338	0,090169	2853,00	0,000
Residual Error	57	0,001801	0,000032		
Total	59	0,182139			

24. Tabel ANOVA ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ Tenor 10 Tahun

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	2	1262,44	631,22	37,62	0,000
Residual Error	56	939,69	16,78		
Total	58	2202,13			

Lampiran 2 (Lanjutan)

25. Tabel ANOVA ARIMA(1,0,0)+ $x_1(t)$ + $x_2(t)$ Tenor 10 Tahun

Analysis of Variance					
Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	3	2031,32	677,11	218,02	0,000
Residual Error	55	170,81	3,11		
Total	58	2202,13			

26. Tabel ANOVA ARIMA(1,0,0)+ $x_1(t)$ + $x_2(t)$ Tenor 10 Tahun

Analysis of Variance					
Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	3	25018,2	8339,4	2543,53	0,000
Residual Error	56	183,6	3,3		
Total	59	25201,8			

27. Tabel ANOVA ARIMA(1,0,0) + $x_2(t)$ Tenor 10 Tahun

Analysis of Variance					
Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	2	25017	12508	3852,02	0,000
Residual Error	57	185	3		
Total	59	25202			

28. Tabel ANOVA ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ Tenor 10 Tahun

Analysis of Variance					
Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	2	548.68	274.34	41.42	0.000
Residual Error	56	370.93	6.62		
Total	58	919.61			

Lampiran 2 (Lanjutan)

29. Tabel ANOVA ARIMA(1,0,0)+ $x_1(t) + x_2(t)$ Tenor 10 Tahun

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	3	847.84	282.61	216.58	0.000
Residual Error	55	71.77	1.30		
Total	58	919.61			

30. Tabel ANOVA ARIMA(1,0,0) + $x_1(t) + x_2(t)$ Tenor 10 Tahun

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	2	846.00	423.00	321.82	0.000
Residual Error	56	73.61	1.31		
Total	58	919.61			

31. Tabel ANOVA ARIMA(1,0,0) + $x_2(t)$ Tenor 10 Tahun

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	2	8070.4	4035.2	2957.11	0.000
Residual Error	57	77.8	1.4		
Total	59	8148.2			

32. Tabel ANOVA ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ Tenor 10 Tahun

Analysis of Variance

Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	2	0,46635	0,23317	41,59	0,000
Residual Error	56	0,31400	0,00561		
Total	58	0,78035			

Lampiran 2 (Lanjutan)

33. Tabel ANOVA ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ + $x_2(t)$ Tenor 10 Tahun

Analysis of Variance					
Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	3	0,71850	0,23950	212,99	0,000
Residual Error	55	0,06184	0,00112		
Total	58	0,78035			

34. Tabel ANOVA ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ + $x_2(t)$ Tenor 10 Tahun

Analysis of Variance					
Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	2	0,71655	0,35828	314,52	0,000
Residual Error	56	0,06379	0,00114		
Total	58	0,78035			

35. Tabel ANOVA ARIMA(1,0,0) + $x_2(t)$ Tenor 10 Tahun

Analysis of Variance					
Source	DF	SS	MS	F	P
Regression	2	6,8650	3,4325	2885,65	0,000
Residual Error	57	0,0678	0,0012		
Total	59	6,9328			

Lampiran 3

Tabel Uji Parsial

1. Tabel Uji Parsial ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ Tenor 2 Tahun

The regression equation is

$$YT = 2.51 + 0.782 YT-1 + 3.11 X1=2$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	2.5111	0.7913	3.17	0.002
YT-1	0.78193	0.07001	11.17	0.000
X1=2	3.114	2.131	1.46	0.150

2. Tabel Uji Parsial ARIMA(1,0,0)+ $x_1(t)$ + $x_2(t)$ Tenor 2 Tahun

The regression equation is

$$YT = 0.772 + 0.924 YT-1 + 2.72 X1=2 + 13.2 X2=1$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0.7722	0.5179	1.49	0.142
YT-1	0.92443	0.04543	20.35	0.000
X1=2	2.723	1.309	2.08	0.042
X2=1	13.246	1.369	9.68	0.000

3. Tabel Uji Parsial ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ + $x_2(t)$ Tenor 2 Tahun

The regression equation is

$$YT = 0.988 YT-1 + 2.54 X1=2 + 14.0 X2=1$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Noconstant				
YT-1	0.98841	0.01508	65.55	0.000
X1=2	2.540	1.317	1.93	0.059
X2=1	13.954	1.298	10.75	0.000

Lampiran 3 (Lanjutan)

4. Tabel Uji Parsial ARIMA(1,0,0) + $x_2(t)$ Tenor 2 Tahun

The regression equation is
 $YT = 0.993 YT-1 + 13.9 X2=1$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Noconstant				
YT-1	0.99338	0.01521	65.33	0.000
X2=1	13.949	1.328	10.50	0.000

5. Tabel Uji Parsial ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ Tenor 2 Tahun

The regression equation is
 $YT = 2,02 + 0,788 YT-1 + 2,75 X1=2$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	2,0205	0,6523	3,10	0,003
YT-1	0,78826	0,06946	11,35	0,000
X1=2	2,751	1,853	1,48	0,143

6. Tabel Uji Parsial ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ + $x_2(t)$ Tenor 2 Tahun

The regression equation is
 $YT = 0,639 + 0,924 YT-1 + 2,43 X1=2 + 11,4 X2=1$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0,6389	0,4310	1,48	0,144
YT-1	0,92389	0,04550	20,30	0,000
X1=2	2,430	1,153	2,11	0,040
X2=1	11,387	1,202	9,48	0,000

Lampiran 3 (Lanjutan)

7. Tabel Uji Parsial ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ + $x_2(t)$ Tenor 2 Tahun

The regression equation is
 $YT = 0,987 YT-1 + 2,27 X1=2 + 12,0 X2=1$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Noconstant				
YT-1	0,98714	0,01598	61,78	0,000
X1=2	2,274	1,160	1,96	0,055
X2=1	11,990	1,143	10,49	0,000

8. Tabel Uji Parsial ARIMA(1,0,0) + $x_2(t)$ Tenor 2 Tahun

The regression equation is
 $YT = 0,993 YT-1 + 12,0 X2=1$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Noconstant				
YT-1	0,99255	0,01613	61,55	0,000
X2=1	11,987	1,171	10,24	0,000

9. Tabel Uji Parsial ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ Tenor 2 Tahun

Regression Analysis: YT versus YT-1; X1=2

The regression equation is
 $YT = 0,000291 + 0,786 YT-1 + 0,000345 X1=2$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0,00029119	0,00009273	3,14	0,003
YT-1	0,78611	0,06961	11,29	0,000
X1=2	0,0003446	0,0002170	1,59	0,118

Lampiran 3 (Lanjutan)

10. Tabel Uji Parsial ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ + $x_2(t)$ Tenor 2 Tahun

The regression equation is
YT = 0,000097 + 0,921 YT-1 + 0,000307 X1=2 + 0,00133 X2=1

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0,00009703	0,00006160	1,58	0,121
YT-1	0,92095	0,04586	20,08	0,000
X1=2	0,0003069	0,0001359	2,26	0,028
X2=1	0,0013279	0,0001415	9,38	0,000

11. Tabel Uji Parsial ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ + $x_2(t)$ Tenor 2 Tahun

Regression Analysis: YT versus YT-1; X1=2; X2=1

The regression equation is
YT = 0,990 YT-1 + 0,000285 X1=2 + 0,00140 X2=1

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Noconstant				
YT-1	0,99015	0,01331	74,39	0,000
X1=2	0,0002849	0,0001369	2,08	0,042
X2=1	0,0014028	0,0001350	10,39	0,000

12. Tabel Uji Parsial ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ Tenor 5 Tahun

Regression Analysis: YT versus YT-1; X1=2

The regression equation is
YT = 3,69 + 0,763 YT-1 + 1,72 X1=2

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	3,690	1,127	3,27	0,002
YT-1	0,76286	0,07426	10,27	0,000
X1=2	1,720	2,968	0,58	0,565

Lampiran 3 (Lanjutan)

13. Tabel Uji Parsial ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ + $x_2(t)$ Tenor 5 Tahun

Regression Analysis: YT versus YT-1; X1=2; X2=1

The regression equation is

$$YT = 0,837 + 0,938 YT-1 + 0,75 X1=2 + 20,0 X2=1$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0,8374	0,6209	1,35	0,183
YT-1	0,93837	0,04057	23,13	0,000
X1=2	0,748	1,524	0,49	0,625
X2=1	20,012	1,593	12,56	0,000

14. Tabel Uji Parsial ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ + $x_2(t)$ Tenor 5 Tahun

Regression Analysis: YT versus YT-1; X1=2; X2=1

The regression equation is

$$YT = 0,990 YT-1 + 0,45 X1=2 + 20,8 X2=1$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Noconstant				
YT-1	0,99028	0,01292	76,63	0,000
X1=2	0,455	1,520	0,30	0,766
X2=1	20,798	1,493	13,93	0,000

15. Tabel Uji Parsial ARIMA(1,0,0) + $x_2(t)$ Tenor 5 Tahun

Regression Analysis: YT versus YT-1; X2=1

The regression equation is

$$YT = 0,991 YT-1 + 20,8 X2=1$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Noconstant				
YT-1	0,99099	0,01260	78,66	0,000
X2=1	20,797	1,481	14,04	0,000

Lampiran 3 (Lanjutan)

16. Tabel Uji Parsial ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ Tenor 5 Tahun

Regression Analysis: YT versus YT-1; X1=2

The regression equation is

$$YT = 2,39 + 0,778 YT-1 + 1,26 X1=2$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	2,3928	0,7695	3,11	0,003
YT-1	0,77761	0,07317	10,63	0,000
X1=2	1,258	2,223	0,57	0,574

17. Tabel Uji Parsial ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ + $x_2(t)$ Tenor 5 Tahun

Regression Analysis: YT versus YT-1; X1=2; X2=1

The regression equation is

$$YT = 0,577 + 0,937 YT-1 + 0,59 X1=2 + 14,7 X2=1$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0,5774	0,4327	1,33	0,188
YT-1	0,93739	0,04078	22,98	0,000
X1=2	0,588	1,174	0,50	0,618
X2=1	14,716	1,217	12,10	0,000

18. Tabel Uji Parsial ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ + $x_2(t)$ Tenor 5 Tahun

Regression Analysis: YT versus YT-1; X1=2; X2=1

The regression equation is

$$YT = 0,988 YT-1 + 0,37 X1=2 + 15,3 X2=1$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Noconstant				
YT-1	0,98839	0,01434	68,90	0,000
X1=2	0,372	1,170	0,32	0,752
X2=1	15,279	1,149	13,30	0,000

Lampiran 3 (Lanjutan)

19. Tabel Uji Parsial ARIMA(1,0,0) + $x_2(t)$ Tenor 5 Tahun

Regression Analysis: YT versus YT-1; X2=1

The regression equation is
 $YT = 0,989 YT-1 + 15,3 X2=1$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Noconstant				
YT-1	0,98926	0,01397	70,81	0,000
X2=1	15,279	1,140	13,41	0,000

20. Tabel Uji Parsial ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ Tenor 5 Tahun

Regression Analysis: YT versus YT-1; X1=2

The regression equation is
 $YT = 0,0122 + 0,781 YT-1 + 0,0063 X1=2$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0,012215	0,003989	3,06	0,003
YT-1	0,78070	0,07340	10,64	0,000
X1=2	0,00632	0,01072	0,59	0,558

21. Tabel Uji Parsial ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ + $x_2(t)$ Tenor 5 Tahun

Regression Analysis: YT versus YT-1; X1=2; X2=1

The regression equation is
 $YT = 0,00321 + 0,933 YT-1 + 0,00313 X1=2 + 0,0700 X2=1$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0,003212	0,002283	1,41	0,165
YT-1	0,93342	0,04164	22,41	0,000
X1=2	0,003135	0,005785	0,54	0,590
X2=1	0,070020	0,005965	11,74	0,000

Lampiran 3 (Lanjutan)

22. Tabel Uji Parsial ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ + $x_2(t)$ Tenor 5 Tahun

Regression Analysis: YT versus YT-1; X1=2; X2=1

The regression equation is

$$YT = 0,989 YT-1 + 0,00192 X1=2 + 0,0728 X2=1$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Noconstant				
YT-1	0,98883	0,01369	72,21	0,000
X1=2	0,001924	0,005771	0,33	0,740
X2=1	0,072840	0,005667	12,85	0,000

23. Tabel Uji Parsial ARIMA(1,0,0) + $x_2(t)$ Tenor 5 Tahun

Regression Analysis: YT versus YT-1; X2=1

The regression equation is

$$YT = 0,990 YT-1 + 0,0728 X2=1$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Noconstant				
YT-1	0,98969	0,01334	74,19	0,000
X2=1	0,072834	0,005623	12,95	0,000

24. Tabel Uji Parsial ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ Tenor 10 Tahun

Regression Analysis: YT versus YT-1; X1=2

The regression equation is

$$YT = 6,59 + 0,674 YT-1 + 4,75 X1=2$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	6,592	1,703	3,87	0,000
YT-1	0,67431	0,08435	7,99	0,000
X1=2	4,750	4,287	1,11	0,273

Lampiran 3 (Lanjutan)

25. Tabel Uji Parsial ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ + $x_2(t)$ Tenor 10 Tahun

Regression Analysis: YT versus YT-1; X1=2; X2=1

The regression equation is

$$YT = 1,62 + 0,907 YT-1 + 2,12 X1=2 + 30,2 X2=1$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	1,6193	0,7978	2,03	0,047
YT-1	0,90676	0,03918	23,14	0,000
X1=2	2,116	1,852	1,14	0,258
X2=1	30,200	1,919	15,73	0,000

26. Tabel Uji Parsial ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ + $x_2(t)$ Tenor 10 Tahun

Regression Analysis: YT versus YT-1; X1=2; X2=1

The regression equation is

$$YT = 0,983 YT-1 + 1,25 X1=2 + 31,7 X2=1$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Noconstant				
YT-1	0,98280	0,01178	83,45	0,000
X1=2	1,246	1,851	0,67	0,504
X2=1	31,743	1,811	17,53	0,000

27. Tabel Uji Parsial ARIMA(1,0,0) + $x_2(t)$ Tenor 10 Tahun

Regression Analysis: YT versus YT-1; X2=1

The regression equation is

$$YT = 0,984 YT-1 + 31,7 X2=1$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Noconstant				
YT-1	0,98445	0,01146	85,87	0,000
X2=1	31,742	1,802	17,61	0,000

Lampiran 3 (Lanjutan)

28. Tabel Uji Parsial ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ Tenor 10 Tahun

Regression Analysis: YT versus YT-1, X1=2

The regression equation is

$$YT = 3.44 + 0.698 YT-1 + 2.94 X1=2$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	3.4394	0.9527	3.61	0.001
YT-1	0.69815	0.08320	8.39	0.000
X1=2	2.938	2.699	1.09	0.281

29. Tabel Uji Parsial ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ + $x_2(t)$ Tenor 10 Tahun

Regression Analysis: YT versus YT-1, X1=2, x2=1

The regression equation is

$$YT = 0.914 + 0.904 YT-1 + 1.43 X1=2 + 18.6 x2=1$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0.9143	0.4546	2.01	0.049
YT-1	0.90408	0.03936	22.97	0.000
X1=2	1.426	1.202	1.19	0.241
x2=1	18.593	1.228	15.14	0.000

30. Tabel Uji Parsial ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ + $x_2(t)$ Tenor 10 Tahun

Regression Analysis: YT versus YT-1, x2=1

The regression equation is

$$YT = 0.792 + 0.917 YT-1 + 18.7 x2=1$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0.7918	0.4443	1.78	0.080
YT-1	0.91739	0.03786	24.23	0.000
x2=1	18.714	1.228	15.24	0.000

Lampiran 3 (Lanjutan)

31. Tabel Uji Parsial ARIMA(1,0,0) + $x_2(t)$ Tenor 10 Tahun

Regression Analysis: YT versus YT-1, x2=1

The regression equation is
 $YT = 0.981 YT-1 + 19.5 x2=1$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Noconstant				
YT-1	0.98087	0.01307	75.05	0.000
x2=1	19.499	1.168	16.69	0.000

32. Tabel Uji Parsial ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ Tenor 10 Tahun

Regression Analysis: YT versus YT-1; X1=2

The regression equation is
 $YT = 0,0997 + 0,699 YT-1 + 0,0908 X1=2$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0,09973	0,02800	3,56	0,001
YT-1	0,69908	0,08391	8,33	0,000
X1=2	0,09081	0,07887	1,15	0,254

33. Tabel Uji Parsial ARIMA(1,0,0) + $x_1(t)$ + $x_2(t)$ Tenor 10 Tahun

Regression Analysis: YT versus YT-1; X1=2; X2=1

The regression equation is
 $YT = 0,0288 + 0,896 YT-1 + 0,0466 X1=2 + 0,537 X2=1$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0,02881	0,01340	2,15	0,036
YT-1	0,89643	0,03982	22,51	0,000
X1=2	0,04663	0,03544	1,32	0,194
X2=1	0,53679	0,03585	14,97	0,000

Lampiran 3 (Lanjutan)

34. Tabel Uji Parsial ARIMA(1,0,0) + $x_1(t) + x_2(t)$ Tenor 10 Tahun

Regression Analysis: YT versus YT-1; X2=1

The regression equation is

$$YT = 0,0246 + 0,912 YT-1 + 0,541 X2=1$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Constant	0,02457	0,01310	1,88	0,066
YT-1	0,91206	0,03825	23,84	0,000
X2=1	0,54071	0,03595	15,04	0,000

35. Tabel Uji Parsial ARIMA(1,0,0) + $x_2(t)$ Tenor 10 Tahun

Regression Analysis: YT versus YT-1; X2=1

The regression equation is

$$YT = 0,980 YT-1 + 0,564 X2=1$$

Predictor	Coef	SE Coef	T	P
Noconstant				
YT-1	0,97960	0,01323	74,06	0,000
X2=1	0,56396	0,03449	16,35	0,000

Lampiran 4
Hasil Ramalan Nilai L Tenor 2 Tahun

No	Periode	Nilai L	Residu
1	Nov-14	15.46599292	
2	Dec-14	14.83445788	0.040834
3	Jan-15	14.73061668	0.007
4	Feb-15	14.62750236	0.007
5	Mar-15	14.52510984	0.007
6	Apr-15	14.42343408	0.007
7	May-15	14.32247004	0.007
8	Jun-15	14.22221275	0.007
9	Jul-15	14.12265726	0.007
10	Aug-15	14.02379866	0.007
11	Sep-15	13.92563207	0.007
12	Oct-15	13.82815264	0.007
13	Nov-15	13.73135557	0.007

Lampiran 5
Hasil Ramalan Nilai S Tenor 2 Tahun

No	Periode	Nilai S	Residu
1	Nov-14	13.03208042	
2	Dec-14	12.46919844	0.043192
3	Jan-15	12.38191405	0.007
4	Feb-15	12.29524065	0.007
5	Mar-15	12.20917397	0.007
6	Apr-15	12.12370975	0.007
7	May-15	12.03884378	0.007
8	Jun-15	11.95457188	0.007
9	Jul-15	11.87088987	0.007
10	Aug-15	11.78779364	0.007
11	Sep-15	11.70527909	0.007
12	Oct-15	11.62334213	0.007
13	Nov-15	11.54197874	0.007

Lampiran 6
Hasil Ramalan Nilai C Tenor 2 Tahun

No	Periode	Nilai C	Residu
1	Nov-14	0.001772319	
2	Dec-14	0.001702126	0.039605
3	Jan-15	0.001685105	0.01
4	Feb-15	0.001668254	0.01
5	Mar-15	0.001651571	0.01
6	Apr-15	0.001635056	0.01
7	May-15	0.001618705	0.01
8	Jun-15	0.001602518	0.01
9	Jul-15	0.001586493	0.01
10	Aug-15	0.001570628	0.01
11	Sep-15	0.001554922	0.01
12	Oct-15	0.001539372	0.01
13	Nov-15	0.001523979	0.01

Lampiran 7
Hasil Ramalan Nilai L Tenor 5 Tahun

No	Periode	Nilai L	Residu
1	Nov-14	19.77832833	
2	Dec-14	18.58968058	0.060098
3	Jan-15	18.42237345	0.009
4	Feb-15	18.25657209	0.009
5	Mar-15	18.09226294	0.009
6	Apr-15	17.92943258	0.009
7	May-15	17.76806768	0.009
8	Jun-15	17.60815507	0.009
9	Jul-15	17.44968168	0.009
10	Aug-15	17.29263454	0.009
11	Sep-15	17.13700083	0.009
12	Oct-15	16.98276783	0.009
13	Nov-15	16.82992291	0.009

Lampiran 8
Hasil Ramalan Nilai S Tenor 5 Tahun

No	Periode	Nilai S	Residu
1	Nov-14	15.40369284	
2	Dec-14	14.77470176	0.040834
3	Jan-15	14.61218004	0.011
4	Feb-15	14.45144606	0.011
5	Mar-15	14.29248015	0.011
6	Apr-15	14.13526287	0.011
7	May-15	13.97977498	0.011
8	Jun-15	13.82599745	0.011
9	Jul-15	13.67391148	0.011
10	Aug-15	13.52349846	0.011
11	Sep-15	13.37473997	0.011
12	Oct-15	13.22761783	0.011
13	Nov-15	13.08211404	0.011

Lampiran 9
Hasil Ramalan Nilai C Tenor 5 Tahun

No	Periode	Nilai C	Residu
1	Nov-14	0.071475971	
2	Dec-14	0.066651273	0.067501
3	Jan-15	0.06598476	0.01
4	Feb-15	0.065324913	0.01
5	Mar-15	0.064671664	0.01
6	Apr-15	0.064024947	0.01
7	May-15	0.063384697	0.01
8	Jun-15	0.06275085	0.01
9	Jul-15	0.062123342	0.01
10	Aug-15	0.061502109	0.01
11	Sep-15	0.060887087	0.01
12	Oct-15	0.060278217	0.01
13	Nov-15	0.059675434	0.01

Lampiran 10
Hasil Ramalan Nilai L Tenor 10 Tahun

No	Periode	Nilai L	Residu
1	Nov-14	23.55266181	
2	Dec-14	21.8606155	0.071841
3	Jan-15	21.51084565	0.016
4	Feb-15	21.16667212	0.016
5	Mar-15	20.82800537	0.016
6	Apr-15	20.49475728	0.016
7	May-15	20.16684117	0.016
8	Jun-15	19.84417171	0.016
9	Jul-15	19.52666496	0.016
10	Aug-15	19.21423832	0.016
11	Sep-15	18.90681051	0.016
12	Oct-15	18.60430154	0.016
13	Nov-15	18.30663271	0.016

Lampiran 11
 Hasil Ramalan Nilai S Tenor 10 Tahun

No	Periode	Nilai S	Residu
1	Nov-14	13.49405652	
2	Dec-14	12.38699236	0.082041
3	Jan-15	12.15163951	0.019
4	Feb-15	11.92075835	0.019
5	Mar-15	11.69426395	0.019
6	Apr-15	11.47207293	0.019
7	May-15	11.25410355	0.019
8	Jun-15	11.04027558	0.019
9	Jul-15	10.83051034	0.019
10	Aug-15	10.62473065	0.019
11	Sep-15	10.42286076	0.019
12	Oct-15	10.22482641	0.019
13	Nov-15	10.03055471	0.019

Lampiran 12
Hasil Ramalan Nilai C Tenor 10 Tahun

No	Periode	Nilai C	Residu
1	Nov-14	0.39116586	
2	Dec-14	0.357973177	0.084856
3	Jan-15	0.350813713	0.02
4	Feb-15	0.343797439	0.02
5	Mar-15	0.33692149	0.02
6	Apr-15	0.330183061	0.02
7	May-15	0.323579399	0.02
8	Jun-15	0.317107811	0.02
9	Jul-15	0.310765655	0.02
10	Aug-15	0.304550342	0.02
11	Sep-15	0.298459335	0.02
12	Oct-15	0.292490148	0.02
13	Nov-15	0.286640345	0.02

“Halaman ini sengaja dikosongkan”

BIODATA PENULIS



Penulis bernama lengkap Persitarini Ayu Rahmawati, lahir di Tuban pada 14 Mei 1997. Anak kedua dari empat bersaudara dari pasangan Tarkib dan Lamtik. Jenjang pendidikan formal yang ditempuh penulis adalah RA Al-Hidayah Kesamben (2001-2003), SDN Kepohagung 1 (2003-2009), SMPN 1 Plumpang (2009-2012), SMAN 1 Rengel (2012-2015). Setelah lulus SMA, penulis melanjutkan studi ke jenjang S-1 di Departemen Matematika ITS pada tahun 2015 melalui jalur SBMPTN dengan NRP 06111540000088 dan mengambil bidang minat Matematika Terapan.

Selama mengikuti perkuliahan di ITS, penulis turut aktif dalam beberapa kegiatan kemahasiswaan di dalam maupun luar departemen yaitu Sekretaris II HIMATIKA ITS periode 2016/2017, staff Jaringan dan Multimedia Ibnu Muqlah LDJ Departemen Matematika, staff ahli Departemen Event UKM Cinta Rebana ITS periode 2017/2018 serta menjadi mentor pada mentoring Agama Islam ITS periode 2017/2018. Selain berorganisasi, penulis juga aktif mengikuti berbagai pelatihan, kepanitiaan, dan seminar. Penulis juga mengikuti Kerja Praktik di Bank Indonesia kantor pusat di Jakarta Pusat pada Departemen Kebijakan Ekonomi dan Moneter divisi Spesialis Permodelan Makro Ekonomi selama 20 hari kerja. Jika ingin memberikan saran, kritik, dan diskusi mengenai Tugas Akhir ini dapat dikirimkan melalui email ayupersitarini@gmail.com