

TUGAS AKHIR

PERAMALAN PERMINTAAN DAN PERENCANAAN KEBUTUHAN BAHAN CINCIN DI PT. EKA SILVER & GOLD JEWELRY - SURABAYA



RSST
S19-55
Set
P-I
2001

Oleh :

DINI SETYANTI
1396 030 039

PROGRAM STUDI DIPLOMA III STATISTIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
SURABAYA
2001

Rp 50.000,-

1	2	3
4	5	6
7	8	9
10	11	12
13	14	15

5 / 2 / 2001
4

TUGAS AKHIR

PERAMALAN PERMINTAAN DAN PERENCANAAN KEBUTUHAN BAHAN CINCIN DI PT. EKA SILVER & GOLD JEWELRY - SURABAYA

Diajukan sebagai syarat untuk
menyelesaikan Program D-3 Statistika
Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam
Institut Teknologi Sepuluh Nopember Surabaya

Oleh :

DINI SETYANTI
1396 030 039

**PROGRAM STUDI DIPLOMA III STATISTIKA
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM
INSTITUT TEKNOLOGI SEPULUH NOPEMBER
SURABAYA
2001**

**PERAMALAN PERMINTAAN DAN
PERENCANAAN KEBUTUHAN BAHAN CINCIN
DI PT. EKA SILVER & GOLD JEWELRY - SURABAYA**

Disusun Oleh :

DINI SETYANTI
NRP. 1396 030 039

Surabaya, Januari 2001

Menyetujui
Dosen Pembimbing



Drs. NUR IRIAWAN, M. Ikom, Ph.D
NIP. 131 782 011

Mengetahui
Ketua Jurusan Statistika
FMIPA ITS



Drs. NUR IRIAWAN, M.Ikom, Ph.D.
NIP. 131 782 011

ABSTRAK

PERAMALAN PERMINTAAN DAN PERENCANAAN KEBUTUHAN BAHAN CINCIN DI PT. EKA SILVER & GOLD JEWELRY- SURABAYA

Nama : Dini Setyanti
Nrp : 1396.030.039
Dosen Pembimbing : Drs. Nur Iriawan, M.I.Kom, Ph.D (131 782 011)

Selama ini di PT. Eka Silver & Gold Jewelry Surabaya memproduksi cincin untuk memenuhi permintaan dari pasar dan pengadaan bahan bakunya harus melalui pesanan dari luar Surabaya. Hal tersebut seringkali menghambat proses produksi. Disamping itu penetapan jumlah bahan baku tidak jelas aturannya sehingga suatu saat proses produksi tidak bisa berlangsung karena kekurangan bahan baku. Di sisi lain apabila pemesanan bahan baku tersebut dilakukan dalam jumlah yang besar dapat menimbulkan ongkos persediaan yang tinggi. Permasalahan yang berkaitan dengan perencanaan dan pengendalian persediaan bahan baku di PT. Eka Silver & Gold Jewelry Surabaya dapat dirumuskan sebagai berikut: 1. Bagaimana menentukan model dan meramalkan jumlah permintaan untuk membedakan minat pada tipe cincin dimasa yang akan datang? 2. Bagaimana penjadwalan masing-masing kebutuhan bahan baku cincin untuk produksi pada periode enam bulan mendatang?

Bahan yang dipakai dalam penelitian ini adalah data permintaan perbulan produk cincin mulai bulan Nopember 1995 sampai dengan Oktober 2000. Data tersebut meliputi: data persediaan bahan baku emas, perak, monel dan tembaga; data kebutuhan waktu tunggu dan data lot size untuk penerapan metode RKB (Rencana Kebutuhan Bahan). Langkah-langkah penelitian adalah membuat model peramalan kemudian merencanakan kebutuhan bahan.

Dari hasil analisis dan pembahasan dapat disimpulkan bahwa model permintaan cincin pada tipe jenis CM adalah $Z_t = Z_{t-1} + a_t - 0,8746a_{t-1}$, tipe jenis ACP adalah $Z_t = Z_{t-1} + a_t - 0,9688a_{t-1}$, dan tipe jenis ACL adalah $Z_t = -23,69 + Z_{t-1} + a_t + 0,9847a_{t-1}$. Berdasarkan dari hasil penjadwalan masing-masing kebutuhan bahan baku cincin, maka akan didapatkan jadwal untuk rencana pesan untuk masing-masing bahan baku sebagai berikut:

	Jun-00	Jul-00	Agust-00	Sep-00	Okt-00	Nop-00
Emas	5000,0	5000,0	5000,0	10000,0	5000,0	5000,0
Perak	35000,0	35000,0	35000,0	35000,0	70000,0	35000,0
Monel	100000,0	100000,0	100000,0	100000,0	100000,0	0,0
Tembaga	0,0	80000,0	80000,0	80000,0	0,0	80000,0
	Des-00	Jan-01	Feb-01	Mar-01	Apr-01	Mei-01
Emas	5000,0	5000,0	10000,0	5000,0	5000,0	0,0
Perak	35000,0	35000,0	35000,0	70000,0	35000,0	0,0
Monel	100000,0	100000,0	100000,0	100000,0	100000,0	0,0
Tembaga	80000,0	80000,0	80000,0	0,0	80000,0	0,0

KATA PENGANTAR

Assalamualaikum Wr.Wb.

Dengan mengucapkan puji dan syukur kehadirat Allah SWT atas segala rahmat, berkah serta hidayah-Nya, penulis dapat menyelesaikan Tugas Akhir ini dengan judul :

PERAMALAN PERMINTAAN DAN PERENCANAAN KEBUTUHAN BAHAN CINCIN DI PT. EKA SILVER & GOLD JEWELRY-SURABAYA

Tugas akhir ini merupakan persyaratan bagi mahasiswa Diploma III Statistika untuk menyelesaikan studi di Fakultas Matematika dan Ilmu Pengetahuan Alam, Institut Teknologi Sepuluh Nopember Surabaya.

Dalam penyusunan Tugas Akhir ini penulis banyak menghadapi kesulitan-kesulitan, namun berkat dorongan dan batuan dari berbagai pihak maka penyusunan Tugas Akhir ini dapat terselesaikan. Maka dalam kesempatan ini perkenankan penulis mengucapkan terima kasih yang sebesar-besarnya kepada yang terhormat :

1. Drs. Nur Iriawan, M.Ikom, Ph.D, selaku Ketua Jurusan Statistika F-MIPA-ITS Surabaya.
2. Dra. Lucia Aridinanti, MS, selaku Ketua Program Studi Diploma III Statistika, F-MIPA -ITS Surabaya.
3. Drs. Nur Iriawan, M.Ikom, Ph.D, selaku Dosen Pembimbing Tugas Akhir yang telah meluangkan waktunya dengan baik dengan penuh kesabaran untuk memberikan petunjuk serta bimbingan yang sangat berharga bagi penyusunan Tugas Akhir.

4. Ir. Anik Djuraidah, MS , selaku Koordinator Tugas Akhir Program Studi Diploma III Statistika, F-MIPA ITS Surabaya.
5. Bapak Masfuk, SH, selaku pimpinan PT. Eka Silver & Gold Jewelry Surabaya yang telah memperkenankan penulis untuk melakukan penelitian sebagai bahan Tugas Akhir ini.
6. Bapak Abdul Mujib, BA, selaku manajer produksi beserta Mas Mustafa, Mbak Sulis, dan semua karyawan PT. Eka Siler & Gold Jewelry Surabaya yang banyak membantu dalam pelaksanaan penelitian.
7. Papa dan Mamaku tercinta beserta adikku yang selalu memberikan bantuan baik moril maupun materil sehingga penulis dapat menyelesaikan Tugas Akhir ini.
8. Untuk Mas Iwan yang telah memberikan semangat dan dorongan serta selalu setia menemaniku hingga selesai penyusunan Tugas Akhir ini.
9. Sahabatku Icha (Jikustik) Esther, Titis, Yeni, Antok, terutama mbak Iroh atas bantuan yang tak bisa terlupakan.

Semoga semua kebaikan yang telah diberikan dalam penulisan Tugas Akhir ini memperoleh balasan dari Allah SWT.

Dengan menyadari segala keterbatasan pada diri penulis dalam menyelesaikan Tugas Akhir ini, maka kritik dan saran yang bersifat membangun selalu penulis harapkan. Akhirnya penulis berharap semoga Tugas Akhir ini dapat bermanfaat bagi pembaca semua.

Wassalaamu * alaikum Warohmatullohi Wabarokaatuh

Surabaya, Januari 2001

Penulis

DAFTAR ISI

	Halaman
ABSTRAK	i
KATA PENGANTAR.....	ii
DAFTAR ISI	iv
DAFTAR GAMBAR.....	vi
DAFTAR TABEL.....	x
BAB I PENDAHULUAN	1
1.1. Latar Belakang	1
1.2. Perumusan Masalah	2
1.3. Tujuan Penelitian	3
1.4. Manfaat Penelitian	4
1.5. Batasan dan Asumsi Penelitian.....	4
BAB II TINJAUAN PUSTAKA	6
2.1. Konsep Dasar Deret Berkala.....	6
2.2. Proses Stokastik	7
2.2.1. Stasioner Time Series	7
2.2.2. Fungsi Autokovarian dan Autokorelasi	9
2.2.3. Model Time Series Stasioner.....	12
2.2.3.1. Proses Autoregresive (AR).....	13
2.2.3.2. Proses Autoregresive Order Pertama AR (1)	13
2.2.3.3. Proses Autoregresive Order Dua AR (2).....	14
2.2.3.4. Proses Autoregresive Order Ke – p	16
2.2.3.5. Moving Average (MA).....	17
2.2.3.6. Model Moving Average Order Satu	17
2.2.3.7. Model Moving Average Order Dua	18
2.2.3.8. Model Moving Average Order q	19
2.2.4. Model Time Series Pada Mean	20
2.2.4.1. Non Stasioner Pada Mean	20
2.2.4.2. Model Autoregresive Integrated Moving Average Model	22

2.3. Identifikasi Model	23
2.4. Penaksir dan Pengujian Parameter.....	24
2.5. Pemeriksaan Diagnostik	26
2.6. Uji Kenormalan.....	27
2.7. Overfitting	27
2.8. Forecast	28
2.9. Seleksi Model	28
2.9.1. Kriteria Peramalan (Forecast).....	29
2.10. Analisis Sistem Persediaan	30
2.10.1. Rencana Kebutuhan Bahan.....	30
2.10.2. Sistem Kebutuhan Bahan.....	32
2.10.3. Output Sistem Rencana Kebutuhan Bahan.....	33
2.10.4. Langkah-langkah Rencana Kebutuhan Bahan.....	34
BAB III METODOLOGI PENELITIAN	36
3.1. Bahan Penelitian	36
3.2. Cara Pengumpulan Data	38
3.3. Langkah-langkah Penelitian	38
BAB IV ANALISA DATA DAN PEMBAHASAN	42
4.1. Analisis Time Series	42
4.1.1. Analisis Time Series Data Permintaan CM	42
4.1.2. Analisis Time Series Data Permintaan ACP	54
4.1.3. Analisis Time Series Data Permintaan ACL	65
4.2. Analisis Kebutuhan	75
4.2.1. Analisis Kebutuhan Bahan Bersih untuk Setiap Produk	75
4.2.2. Analisis Kebutuhan Total Masing-masing Bahan Baku	77
BAB V KESIMPULAN DAN SARAN	84
5.1. Kesimpulan	85
5.2. Saran	85

DAFTAR PUSTAKA

LAMPIRAN

DAFTAR TABEL

	Halaman
Tabel .2.1. Karakteristik Utama Yang Memberikan Jenis Dari Model ARIMA ..	23
Tabel. 3.1 Data Persediaan Bahan Baku pada Awal Perencanaan.....	37
Tabel. 3.2. Data Pemesanan Tiap Bahan Baku	37
Tabel. 3.3. Data Kebutuhan Bahan Baku Untuk Satu Sarung.....	38
Tabel. 4.1. Estimasi Parameter Model Arima (2.1.0) constant	44
Tabel 4.2. Estimasi Parameter Model Arima (2.1.0) tanpa constant.....	45
Tabel. 4.3. Estimasi Parameter Model Arima (0,1,1) constant	47
Tabel. 4.4. Estimasi Parameter Model Arima (0,1,1) tanpa constant.....	48
Tabel. 4.5. Estimasi Parameter Model Arima (2,1,1) constant	50
Tabel. 4.6. Estimasi Parameter Model Arima (2,1,1) tanpa constant.....	51
Tabel. 4.7. Nilai MSE dari Model Arima.....	52
Tabel.4.8. Rata-rata Simpangan Data CM.....	53
Tabel. 4.9. Hasil Ramalan Permintaan CM	53
Tabel. 4.10 . Estimasi Parameter Arima (0,1,1) constant.....	56
Tabel. 4.11. Estimasi Parameter Arima (0,1,1) tanpa constant.....	57
Tabel. 4.12. Estimasi Parameter Arima (1,1,0) constant.....	58
Tabel. 4.13. Estimasi Parameter Arima (1,1,0) tanpa constant.....	59
Tabel 4.14. Estimasi Parameter Arima (1,1,1) constant.....	61
Tabel 4.15. Estimasi Parameter Arima (1,1,1) tanpa constant	62
Tabel 4.16. Nilai MSE dari Model Arima	64

Tabel 4.17. Rata-rata Simpangan Data ACP	64
Tabel 4.18. Hasil Ramalan Permintaan ACP	65
Tabel 4.19. Estimasi Parameter Model Arima (0,1,1).....	67
Tabel 4.20. Estimasi Parameter Model Arima (1,1,0).....	69
Tabel 4.21. Estimasi Parameter Model Arima (1,1,1).....	70
Tabel 4.22. Nilai MSE dari Model Arima	74
Tabel 4.23. Rata-rata Simpangan Data ACL	74
Tabel 4.24. Hasil Peramalan Permintaan ACL	75
Tabel 4.26. Jadwal Kebutuhan Bersih Produk CM	75
Tabel 4.27. Jadwal Kebutuhan Bersih Produk ACP	76
Tabel 4.28. Jadwal Kebutuhan Bersih Produk ACL	77
Tabel 4.29. Kebutuhan Total Bahan Baku Emas	77
Tabel 4.30. Kebutuhan Total Bahan Baku Perak	78
Tabel 4.31. Kebutuhan Total Bahan Baku Monel	78
Tabel 4.32. Kebutuhan Total Bahan Baku Tembaga	79
Tabel 4.33. Rencana Kebutuhan Bahan (RKB) Emas	80
Tabel 4.34. Rencana Kebutuhan Bahan (RKB) Perak	81
Tabel 4.35. Rencana Kebutuhan Bahan (RKB) Monel	82
Tabel 4.36. Rencana Kebutuhan Bahan (RKB) Tembaga	83
Tabel 5.1. Rencana Pesan Kebutuhan Bahan (RKB)	85

DAFTAR GAMBAR

	Halaman
Gambar 2.1. Plot ACF dan PACF proses AR (1).....	14
Gambar 2.2 Plot ACF dan PACF proses MA(1).....	18
Gambar 2.3 Contoh struktur produk.....	32
Gambar 2.4 Input rencana kebutuhan bahan	33
Gambar 2.5 Output rencana kebutuhan bahan	34
Gambar 3.4 Struktur produk cincin di PT EKA SILVER GOLD & JEWELRY	38
Gambar 4.1 Plot time series data permintaan CM.....	42
Gambar 4.2 Plot time series data CM differencing satu lag.....	43
Gambar 4.3 Plot ACF data CM setelah differencing satu lag	43
Gambar 4.4 Plot RACF data CM setelah differencing satu lag	43
Gambar 4.5 Plot time series data permintaan ACP	54
Gambar 4.6 Plot time series data ACP differencing satu lag	54
Gambar 4.7 Plot ACF data ACP setelah didifferencing satu lag.....	55
Gambar 4.8 Plot PACF data ACP setelah didifferencing satu lag.....	55
Gambar 4.9 Plot Time Series data Permintaan ACL.....	65
Gambar 4.10 Plot Time Series data ACL didifferencing satu lag	66
Gambar 4.11 Plot ACF data ACL setelah didifferencing satu lag	66
Gambar 4.12 Plot PACF data ACL setelah didifferencing satu lag	67

DAFTAR LAMPIRAN

Lampiran

- A Data Permintaan Cincin
- A1 Estimasi Arima Model (2, 1, 0)
- A2 Estimasi Arima Model (0, 1, 1)
- A3 Estimasi Arima Model (2, 1, 1)
- B1 Estimasi Arima Model (0, 1, 1)
- B2 Estimasi Arima Model (1, 1, 0)
- B3 Estimasi Arima Model (1, 1, 1)
- C1 Estimasi Arima Model (0, 1, 1)
- C2 Estimasi Arima Model (1, 1, 0)
- C3 Estimasi Arima Model (1, 1, 1)
- D1 Plot Residual CM Arima (2, 1, 0)
- D2 Plot Residual CM Arima (0, 1, 1)
- D3 Plot Residual CM Arima (2, 1, 1)
- E1 Plot Residual ACP Arima (0, 1, 1)
- E2 Plot Residual ACP Arima (1, 1, 0)
- E3 Plot Residual ACP Arima (1, 1, 1)
- F1 Plot Residual ACL Arima (0, 1, 1)
- F2 Plot Residual ACL Arima (1, 1, 0)
- F3 Plot Residual ACL Arima (1, 1, 1)
- G1 Plot Residual Normal CM
- G2 Plot Residual Normal ACP
- G3 Plot Residual ACL
- H1 Plot In Sample dan Out Sample CM
- H2 Plot in Sample dan Out Sample ACP
- H3 Plot in Sample dan Out Sample ACL

BAB I
PENDAHULUAN

BAB I

PENDAHULUAN

1.1. Latar Belakang

Dengan semakin berkembangnya operasi dan usaha suatu perusahaan, maka masalah dan rintangan yang dihadapi oleh perusahaan akan semakin komplek. Datangnya era pasar bebas dalam persaingan industri yang semakin ketat, menuntut pihak manajer untuk lebih mempertimbangkan segala kemungkinan sebelum mengambil tindakan. Setiap manajer produksi mempunyai tanggung jawab untuk melaksanakan rencana dan tujuan perusahaan untuk memproduksi secara sukses, ekonomis, tepat waktu sesuai dengan janji yang diberikan dan memperoleh keuntungan. Seperti halnya PT. Eka Silver & Gold Jewelry Surabaya merupakan suatu perusahaan perhiasan, terutama produk cincin, yang diproduksinya sangat tergantung permintaan pasar. Disini, peramalan permintaan akan menjadi masukan yang sangat penting dalam pengambilan keputusan perencanaan dan pengendalian produksi.

Sehubungan dengan ini, pengambilan keputusan mengenai persediaan bahan baku akan membawa dampak yang cukup besar bagi perusahaan karena berkaitan langsung dengan proses produksi. Oleh karena itu, perusahaan harus dapat mempertahankan jumlah persediaan bahan baku yang optimum untuk menjamin kelancaran kegiatan produksi perusahaan dengan tanggungan biaya simpan seminimum mungkin. Sehingga efisiensi dan efektivitas produksi dirasa perlu untuk dilaksanakan pada setiap perusahaan baik jasa maupun barang.

Masalah persediaan merupakan salah satu bagian terpenting di dalam industri karena berkaitan langsung dengan kelancaran proses produksi.

Pada setiap tahapan ini harus ada pertimbangan ekonomi yang baik terhadap persediaan karena setiap tambahan unit persediaan menimbulkan biaya. Jika kekurangan persediaan bahan akan mengakibatkan terhambatnya atau bahkan proses produksi akan terhenti. Hal ini akan menyebabkan berpindahnya konsumen ke produk perusahaan lain. Sebaliknya jika persediaan terlalu berlebihan akan merugikan perusahaan, karena akan lebih banyak uang atau modal yang tertanam secara tak produktif.

Mengingat akhir-akhir ini situasi perekonomian yang tidak menentu menyebabkan departemen produksi di PT. Eka Silver & Good Jewelry Surabaya sering mengalami kekurangan bahan baku untuk keperluan produksi, akibat berfluktuasinya permintaan produk dari waktu ke waktu. Oleh sebab itu dipandang perlu untuk dilakukan perencanaan persediaan yang tepat. Perlu disadari bahwa kekurangtepatan pengambilan keputusan tentang perencanaan persediaan akan mengakibatkan sulitnya perusahaan meningkatkan produktifitas dan sulitnya mendapatkan keuntungan yang optimal.

1.2. Perumusan Masalah

Studi dalam penelitian ini dilakukan di PT. Eka Silver & Gold Jewelry Surabaya, merupakan perusahaan perhiasan terutama produk cincin, yang produksinya tergantung pada permintaan konsumen baik dari dalam maupun luar negeri. Sehingga sewaktu-waktu permintaan cincin dapat terjadi fluktuasi. Pada

kenyataannya permintaan pasar lebih bersifat kompleks dan dinamis karena permintaan tersebut akan tergantung dari keadaan sosial, ekonomi, politik, teknologi, produk pesaing dan produk substitusi. Oleh karena itu, peramalan permintaan yang akurat merupakan informasi yang sangat dibutuhkan dalam pengambilan keputusan manajemen yang nantinya akan berkaitan dengan persediaan bahan baku yang digunakan. Dengan melihat persoalan di atas maka di perusahaan sekarang timbul beberapa permasalahan sebagai berikut :

1. Bagaimana menentukan model dan meramalkan jumlah permintaan untuk membedakan minat pada tipe cincin di masa yang akan datang.
2. Bagaimana penjadwalan masing-masing kebutuhan bahan baku cincin untuk produksi pada periode 6 (lima) bulan mendatang.

1.3. Tujuan Penelitian

Berdasarkan permasalahan yang ada maka tujuan yang ingin dicapai dari penelitian ini adalah sebagai berikut :

1. Menentukan model dan meramalkan jumlah permintaan untuk membedakan minat pada tipe cincin di masa yang akan datang.
2. Menjadwalkan kebutuhan bahan produksi pada periode 6 (enam) bulan mendatang.

1.4 . Manfaat Penelitian

Dari permasalahan dantujuan penelitian yang ada maka dapat ditentukan manfaat dari penelitian ini adalah sebagai berikut :

1. Dapat mengetahui besarnya permintaan cincin untuk membedakan minat pada tipe cincin di masa yang akan datang.
2. Dapat menjamin kelancaran proses produksi dengan persediaan bahan baku yang sesuai kebutuhan.
3. Meningkatkan produktifitas perusahaan dengan melakukan efisiensi, karena dapat menekan biaya.

1.4. Batasan dan Asumsi Penelitian

Agar penelitian ini lebih terfokus pada tujuan yang dimaksud serta untuk menghindari terjadinya analisis dan pembahasan yang biasa maka perlu dilakukan pembatasan sebagai acuan analisis yang dilaksanakan yaitu :

1. Penelitian ini dilakukan di PT. Eka Silver & Gold Jewelry Surabaya dengan produk cincin yang siap pakai.
2. Untuk peramalan permintaan produk cincin difokuskan pada total permintaan yang memproduksi berbagai jenis tipe cincin dari bulan Agustus 1996 sampai dengan September 2000.

Adapun asumsi-asumsi yang digunakan dalam penelitian ini adalah sebagai berikut :

1. Fluktuasi permintaan atas produk cincin adalah bersifat acak dan tidak dapat diketahui secara pasti tetapi dapat diramalkan berdasarkan data permintaan masa lalu.
2. Biaya atau harga bahan baku yang dipakai adalah merupakan biaya yang berlaku pada saat ini.

BAB II

TINJAUAN PUSTAKA

BAB II

TINJAUAN PUSTAKA

Pada Bab 2 ini akan diuraikan mengenai : deret berkala, proses stokastik, model time series stasioner, model time series non stasioner, identifikasi model, penaksir dan pengujian parameter, pemeriksaan diagnostik, forecast, kriteria pemodelan dan analisis persediaan bahan.

2.1. Konsep Dasar Deret Berkala (Time Series)

Time series merupakan serangkaian data pengamatan yang berasal dari satu sumber tetap yang terjadi berdasarkan indek waktu t secara berurutan dan dengan internal waktu t yang tetap dan dicatat menurut urutan kejadian dan disusun sebagai data. Setiap pengamatan dapat dinyatakan dengan variabel random Z_t dengan fungsi kepadatan $f(Z_t)$ yang dapat dipasangkan dengan indeks waktu t yaitu : $Z_1, Z_2, Z_3, \dots, Z_n$ dan $t_1, t_2, t_3, \dots, t_n$ dapat dituliskan dalam notasi Z_t .

Pengamatan yang dilakukan dalam data time series harus mempunyai interval waktu yang sama. Disamping itu dalam analisa time series pengamatan dari suatu periode secara statistik bergantung pada pengamatan periode sebelumnya.

Model deret berkala pada dasarnya sama dengan analisis regresi dimana variabel responnya merupakan data berurutan waktu yang diamati dan dicatat pada waktu yang tetap dan variabel prediktornya merupakan dirinya sendiri

dengan selisih waktu atau biasa disebut dengan lag, dan disebut dengan autoregressive.

Biasanya data time series mempunyai data autokorelasi yang signifikan, tetapi ada beberapa kasus time series yang tidak berautokorelasi sehingga dikatakan model random, walaupun diamati/dicatat dengan interval waktu yang tetapi tetapi waktu pengamatan tidak berpengaruh. Kasus seperti ini lebih tepat bila dimodelkan dengan model regresi.

2.2. Proses Stokastik

Proses stokastik dapat dinyatakan dalam bentuk variabel random $Z(\omega, t)$ dengan ruang sampel ω dan terindek dalam waktu t . Dengan kata lain dalam t tertentu, $Z(\omega, t)$ merupakan variabel random. Dengan demikian dapat dikatakan bahwa time series merupakan bagian dari proses stokastik dan $Z(\omega, t)$ dapat dituliskan dengan notasi Z_t dengan $t = 0, \pm 1, \pm 2, \pm 3, \dots$ untuk nilai pengamatan ke n fungsi distribusinya adalah :

$$F(Z_{t_1}, \dots, Z_{t_n}) = p(\omega; Z(\omega, t_1) \leq Z_{t_1}, \dots, Z(\omega, t_n) \leq Z_{t_n}) \quad (2.1)$$

Dengan memandang suatu pengamatan $Z_1, Z_2, Z_3, \dots, Z_n$ sebagai proses stokastik, maka variabel random $Z_{t_1}, Z_{t_2}, \dots, Z_{t_n}$ dikatakan stasioner order ke n bila :

$$F(Z_{t_1}, Z_{t_2}, \dots, Z_{t_n}) = F(Z_{t_1+k}, Z_{t_2+k}) \quad (2.2)$$

2.2.1. Stasioner Time Series

Time series dikatakan stasioner apabila bentuk distribusi bersama dari pengamatan Z_1, Z_2, \dots, Z_{t+n} yang dilakukan pada urutan waktu t_1, t_2, \dots, t_n sama

dengan bentuk distribusi terpadu dari pengamatan $Z_{1+k}, Z_{2+k}, \dots, Z_{t+n+k}$ atau dengan kata lain dapat dikatakan :

$$P(Z_1, Z_2, \dots, Z_{t+n}) = P(Z_{1+k}, Z_{2+k}, \dots, Z_{t+n+k}). \quad (2.3)$$

Kondisi persamaan (2.3) menunjukkan sifat stasioner yang kuat, artinya rata-rata, variansi dan kovariansi tidak dipengaruhi waktu pengamatan atau tidak berubah dengan berubahnya waktu.

$$E(Z_t) = E(Z_{t+k}) = \mu \quad (2.4)$$

$$E(Z_t - \mu)^2 = E(Z_{t+k} - \mu)^2 = \sigma_k^2 \quad (2.5)$$

$$E(Z_t - \mu)(Z_{t+k} - \mu) = E(Z_{t+n} - \mu)(Z_{t+n+k} - \mu) = \gamma_k \quad (2.6)$$

Deret waktu yang tidak stasioner dapat terjadi dimana saja. Apabila terjadi non stasioneritas terhadap deret waktu maka harus distasionerkan dengan transformasi atau dengan pembedaan. Proses transformasi dilakukan jika data tidak stasioner dalam varians. Untuk melakukannya, Box & Cox (1964) memperkenalkan *power transformation* :

$$T(Z_t) = Z_t^{(\lambda)} = (Z_t^\lambda - 1) / \lambda \quad (2.7)$$

Dengan λ adalah sebuah parameter transformasi, yang dapat dilihat sebagai berikut :

λ	Transformasi $T(Z_t)$
-1.0	$1/Z_t$
-0.5	$1/\sqrt{Z_t}$
0.0	$\ln(Z_t)$
0.5	$\sqrt{Z_t}$
1.0	Z_t

Sedangkan untuk data yang tidak stasioner dalam mean dilakukan proses pembedaan (*differencing*).

2.2.2. Fungsi Autokovarian dan Autokorelasi

Untuk suatu proses yang stasioner (Z_t) dengan mean $E(Z_t) = \mu$ dan varian $\text{Var}(Z_t) = E(Z_t - \mu)^2 = \sigma^2$ adalah konstan. Dan kovarian $\text{cov}(Z_t - Z_s)$ adalah fungsi dari Z pada perbedaan waktu $|t-s|$, sehingga secara umum kovarian antara Z_t dan Z_{t+k} dapat dituliskan sebagai berikut :

$$\gamma_k = \text{cov}(Z_t, Z_{t+k}) = E(Z_t - \mu)(Z_{t+k} - \mu) \quad (2.8)$$

Dan korelasi antara Z_t dan Z_{t+k} adalah :

$$\rho_k = \frac{E(Z_t - \mu)(Z_{t+k} - \mu)}{\sqrt{E(Z_t - \mu)^2} \sqrt{E(Z_{t+k} - \mu)^2}} \quad (2.9)$$

Untuk keadaan yang stasioner $\text{var}(Z_t) = \text{var}(Z_{t+k}) = \gamma_0$, sehingga

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \quad (2.10)$$

Dengan catatan $\text{var}(Z_t) = \text{Var}(Z_{t+k}) = \gamma_0$, γ_k disebut fungsi autokovarian dan ρ_k disebut fungsi autokorelasi atau ACF. Pada analisis time series γ_k dan ρ_k mewakili kovarian dan korelasi antara Z_t dan Z_{t+k} dari proses yang sama. Perbedaan hanya terdapat pada lag-k nya. Syarat untuk suatu proses yang stasioner adalah bahwa fungsi kovarian (γ_k) dan fungsi autokorelasi (ρ_k) memenuhi persamaan berikut : (Wei, 1989).

1. $\gamma_0 = \text{var}(Z_t) ; \rho_0 = 1$
2. $|\gamma| \leq \gamma_k ; |\rho_k| \leq 1$
3. $\gamma_k = \gamma_{-k} ; \rho_k = \rho_{-k}$

Untuk semua k , γ_k dan ρ_k adalah fungsi yang konstan, tetapi jika $k = 0$ maka γ_k dan ρ_k menjadi fungsi yang simetris. Fungsi autokorelasi hanya dapat

diplot jika mempunyai nilai lag yang non-negatif. Penaksir ACF ($\hat{\rho}_k$) memiliki distribusi normal dengan :

$$\hat{\rho}_k = \rho_k$$



$$\text{Var}(\hat{\rho}_k) = 1/n (1 + 2\rho_1^2 + 2\rho_2^2 + \dots + 2\rho_m^2) \quad (2.11)$$

Dengan demikian, jika diasumsikan bahwa ACF pada lag k adalah 0, maka dapat dirumuskan hipotesa pengujian :

$$H_0 : \rho_k = 0$$

$$H_a : \rho_k \neq 0$$

Statistik uji $Z_{\text{hitung}} = \hat{\rho}_k / S_{\hat{\rho}_k}$ yang berdistribusi normal dengan $\mu = 0$ dan $\sigma^2 = 0$

Keputusan tolak H_0 , jika $|Z_{\text{hit}}| > Z_{\alpha/2}$

Fungsi Autokorelasi Parsial

Keeratan hubungan linier antara pasangan data Z_t dan Z_{t+k} masih terpengaruh oleh ketergantungan linier yang disebabkan intervensi data $Z_{t+1}, Z_{t+2}, \dots, Z_{t+k-1}$. Pengaruh tersebut dapat dihilangkan dengan fungsi autokorelasi Z_t, Z_{t+k} dengan syarat $Z_{t+1}, Z_{t+2}, \dots, Z_{t+k-1}$. Yang didefinisikan :

$$\text{PACF} = \text{Corr}(Z_t, Z_{t+k} \mid Z_{t+1}, \dots, Z_{t+k-1}) \quad (2.12)$$

Dan dirumuskan PACF pada lag-k adalah sebagai berikut:

$$\phi_{kk} = \frac{\begin{bmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 & \dots & \rho_{k-2} & \rho_k \\ \rho_2 & 1 & \rho_1 & \dots & \rho_{k-3} & \rho_1 \\ M & M & M & \dots & M & M \\ \rho_{k-1} & \rho_{k-2} & \rho_{k-3} & \dots & \rho_1 & \rho_1 \end{bmatrix}}{\begin{bmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 & \dots & \rho_{k-2} & \rho_{k-1} \\ \rho_2 & 1 & \rho_1 & \dots & \rho_{k-3} & \rho_{k-2} \\ M & M & M & \dots & M & M \\ \rho_{k-1} & \rho_{k-2} & \rho_{k-3} & \dots & \rho_1 & 1 \end{bmatrix}} \quad (2.13)$$

Penaksir PACF ($\hat{\phi}_k$) memiliki distribusi normal dengan :

$$E(\hat{\phi}_k) = \phi_k$$

$$\text{Var}(\hat{\phi}_k) = 1/n$$

Dimana ditaksir dengan standart eror

$$S_{\hat{\phi}_k} = \sqrt{1/n}$$

Dengan demikian jika diasumsikan bahwa PACF lag-k adalah nol, maka dapat dirumuskan hipotesa pengujian sebagai berikut :

$$H_0 : \phi_k = 0$$

$$H_a : \phi_k \neq 0$$

Statistik uji : $Z_{\text{hit}} = \hat{\phi}_k / S_{\hat{\phi}_k}$ yang berdistribusi normal dengan $\mu = 0$ dan $\sigma^2 = 1$

Keputusan tolak H_0 jika $|Z_{\text{hit}}| > Z_{\alpha/2}$

Proses White Noise

Deret berkala dapat dipandang sebagai variabel random yang dibangkitkan oleh suatu deret *white noise*. *White noise* merupakan suatu keadaan pada deret berkala yang tidak terdapat suatu pola apapun. Atau dapat dikatakan sebagai suatu proses (a_t) dengan mean konstan $E(a_t) = \mu_a$, yang biasanya diasumsikan bernilai nol dan juga dengan varians konstan $\text{var}(a_t) = \sigma_a^2$ dengan $\gamma_k = \text{cov}(a_t, a_{t+k}) = 0$, untuk setiap $k \neq 0$.

Proses white noise (a_t) akan stasioner jika (Wei, 1980) : fungsi autokovarian,

$$\gamma_k = \begin{cases} \sigma_u^2 & , k = 0 \\ 0 & , k \neq 0 \end{cases}$$

fungsi autokorelasi

$$\rho_k = \begin{cases} 0 & , k \neq 0 \\ 1 & , k = 0 \end{cases}$$

fungsi autokorelasi parsial

$$\phi_{kk} = \begin{cases} 0 & , k \neq 0 \\ 1 & , k = 0 \end{cases}$$

Untuk deret waktu yang stasioner atau yang telah distasionerkan, dalam penentuan model berdasarkan struktur fungsi Autokorelasi dan fungsi Autokorelasi parsial.

2.2.3. Model Time Series Stasioner

Dalam model time series terdapat dua model dasar yaitu :

1. $\phi_p(B)Z_t = a_t$, yang merupakan fungsi dari :

$$Z_t - \phi_1 Z_{t-1} - \phi_2 Z_{t-2} - \dots - \phi_p Z_{t-p} = a_t \quad (2.14)$$

dimana :

$$\phi_p(B) = (1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B_p)$$

a_t = proses white noise dengan $E(a_t) = 0$ dan $\text{var}(a_t) = \sigma_a^2$

Model time series pada persamaan (2.14) disebut model autoregresive.

2. $Z_t = \theta_q(B)a_t$, yang merupakan fungsi dari :

$$Z_t - a_t + \theta_1 B - \dots - \theta_q B_{t-q} = 0 \quad (2.15)$$

Dimana $\theta(B) = (1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B_q)$

Karena $1 + \theta_1^2 + \dots + \theta_q^2 < \infty$, maka proses moving average adalah selalu stasioner.

Kedua model diatas (2.14) dan (2.15) harus memenuhi syarat permodelan time series yaitu invertibilitas dan stasioneritas proses yang bergantung pada kondisi parameter yang ditaksir.

2.2.3.1. Proses Autoregresive (AR)

Proses Autoregresive ini menggambarkan situasi dimana nilai Z_t pada saat ini memiliki ketergantungan (dependen) dengan nilai-nilai sebelumnya (Z_{t-1}, Z_{t-2}, \dots) ditambah dengan suatu random shock a_t . Dengan melihat persamaan (2.14) proses AR terjadi jika terdapat parameter $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$, yang tidak sama dengan 0, dan $\phi_k = 0$ untuk $k > p$. Proses semacam ini disebut proses AR order p , yang biasa ditulis AR (p) dengan persamaan :

$$Z_t - \phi_1 Z_{t-1} - \phi_2 Z_{t-2} - \dots - \phi_p Z_{t-p} = a_t \quad (2.16)$$

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

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

Syarat invertibilitas terpenuhi jika jumlah absolut parameter adalah finite. Sedangkan syarat-syarat stasioneritas terpenuhi jika parameter-parameter yang merupakan akar-akar dari $\phi_p(B) = 0$ berada dalam lingkaran berjari-jari satu.

2.2.3.2. Proses Autoregresive Order Pertama AR (1)

Untuk proses autoregresive order pertama dituliskan dengan :

$$(1 - \phi_1 B) Z_t = a_t$$

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + a_t \quad (2.17)$$

Dari persamaan (2.17) terlihat bahwa syarat invertibilitas terpenuhi, sedangkan kestasioneran proses terpenuhi jika $|\phi_1| < 1$. ACF untuk proses AR (1) adalah sebagai berikut :

$$\rho_k = \phi_1 \rho_{k-1} = \phi_1^k \quad (2.18)$$

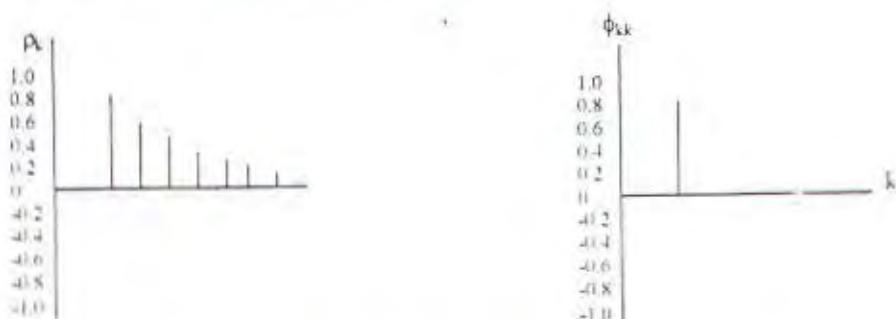
dengan $\rho_0 = 1$

Maka jika $|\phi_1| < 1$ ACF akan turun secara eksponensial dalam satu arah (jika $0 < \phi_1 < 1$).

Proses PACF untuk AR (a) adalah :

$$\phi_k = \begin{cases} \rho_1 = \phi_1, & k = 1 \\ 0, & k \geq 2 \end{cases}$$

Bentuk PACF untuk AR (1) adalah menonjol pada lag pertama dalam arah yang sesuai ϕ_1 lalu terpotong (cut off) setelah lag pertama.



Gambar 2.1. Plot ACF dan PACF proses AR (1)

2.2.3.3. Proses Autoregresive Order Kedua AR (2)

Untuk proses autoregresive order kedua persamaan model :

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + a_t$$

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2) Z_t = a_t \quad (2.19)$$

Apabila nilai ϕ_1 dan ϕ_2 tertentu dan terbatas, proses ini akan invertibel, sementara stasioneritas akan terpenuhi bila akar dari $\phi_2(B) = 0$ berada dalam lingkaran berjari-jari satu yaitu :

$$\begin{cases} \phi_2 + \phi_1 < 1 \\ \phi_2 \cdot \phi_1 < 1 \\ -1 < \phi_2 < 1 \end{cases} \text{ atau } \begin{cases} -1 < \phi_2 < 1 \\ -2 < \phi_1 < 2 \\ -1 < \phi_2 < 1 \end{cases}$$

ACF untuk AR (2) adalah :

$$\rho_k = \phi_2 \rho_{k-1} + \phi_1 \rho_{k-2}, \quad k \geq 1 \quad (2.20)$$

Dari persamaan (2.20) jika $k = 1$ dan $k = 2$ maka :

$$\left. \begin{aligned} \rho_1 &= \frac{\phi_1}{1 - \phi_2} \\ \rho_2 &= \frac{\phi_1^2 + \phi_2 - \phi_1^2}{1 - \phi_2} \end{aligned} \right\} \quad (2.21)$$

Nilai-nilai ACF secara keseluruhan dapat dibentuk dengan menggunakan persamaan :

$$\rho_k = b_1 \left[\frac{\phi_1 + \sqrt{\phi_1^2 + 4\phi_2}}{2} \right]^k + b_2 \left[\frac{\phi_1 - \sqrt{\phi_1^2 + 4\phi_2}}{2} \right]^k \quad (2.22)$$

dimana b_1 dan b_2 adalah konstanta yang didapatkan dan bersesuaian dengan persamaan (2.20) dan (2.21). Kondisi ACF akan menurun secara eksponensial jika akar-akar dari peramalan model $(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2) = 0$ real, dan berbentuk gelombang sinus teredam jika akar-akar tersebut $(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2) = 0$ adalah kompleks.

Proses PACF untuk AR (2) adalah :

$$\phi_{11} = \rho_1 \frac{\phi_1}{1 - \phi_2} \quad (2.23)$$

$$\phi_{22} = \frac{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & \rho_2 \end{vmatrix}}{\begin{vmatrix} 1 & \rho_1 \\ \rho_1 & 1 \end{vmatrix}} = \frac{\rho_2 - \rho_1^2}{1 - \rho_1^2} = \phi^2 \quad (2.24)$$

$$\phi_{11} = 0, \dots, \phi_{kk} = 0 \quad (2.25)$$

Parameter ϕ_1, \dots, ϕ_k dalam persamaan (2.25) didapat dari kombinasi linier persamaan (2.23) dan (2.24). Karena untuk setiap $k \geq 3$, $\phi_{kk} = 0$ mengakibatkan PACF untuk AR (2) akan terpotong (cut off) setelah lag $k = 2$.

2.2.3.4. Proses Autoregresive Order ke p

Model autoregresive order p adalah :

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

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p) Z_t = a_t \quad (2.26)$$

Dengan melihat persamaan (2.14) didapat ACF untuk AR (p) :

$$\rho_k = \phi_1 \rho_{k-1} + \phi_2 \rho_{k-2} + \dots + \phi_p \rho_{k-p}, k > 1 \quad (2.27)$$

Sama seperti AR (1) dan AR (2) pola ACF pada AR (p) akan berbentuk eksponensial menurun setelah lag $k = p$, atau berbentuk gelombang sinus jika akar-akar dari $\phi_p (B) = 0$ merupakan bilangan kompleks. Dengan melihat persamaan (2.23) sampai dengan (2.25) didapatkan PACF untuk AR (p) yaitu ϕ_{kk} dimana $k > p$, yang merupakan kombinasi linier dari $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$. Sehingga $\phi_{kk} = 0$ untuk $k > p$ dan menyebabkan bentuk pola PACF untuk AR (p) akan terpotong setelah lag $= p$.

2.2.3.5. Moving Average (MA)

Dengan melihat persamaan (2.15) proses MA terjadi jika terdapat parameter $\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q$ tidak sama dengan nol dan $\theta_k = 0$ untuk $k > q$. Proses inilah yang disebut dengan proses MA order q , biasa ditulis MA (q)

Dengan persamaan :

$$Z_t = a_t + \theta_1 a_{t-1} + \dots + \theta_q a_{t-q} \quad (2.28)$$

$$Z_t = \theta(B)a_t$$

$$\text{Dimana : } \theta_q(b) = (1 + \theta_1 B^1 + \theta_2 B^2 + \dots + \theta_q B^q)$$

Syarat stasioneritas proses terpenuhi jika jumlah parameter adalah tertentu dan terbatas, yaitu :

$1 + \theta_1^2 + \dots + \theta_q^2 < \infty$, sedangkan syarat infertibilitas terpenuhi jika parameter-parameter yang merupakan akar-akar dari persamaan $\theta_q(B) = 0$ berada dalam lingkaran dengan jari-jari satu.

2.2.3.6. Model Moving Average Order Satu

Persamaan MA (1) adalah :

$$Z_t = a_t + \theta_1 a_{t-1} \quad (2.29)$$

Syarat intervitibilitasnya adalah :

$$|\theta_1| > 1 \text{ atau } -1 < \theta_1 < 1$$

dimana $\{a_t\}$ adalah residual untuk sisaan white noise yang mempunyai mean = μ dan varians = σ_a^2 . ACF untuk MA (1) adalah :

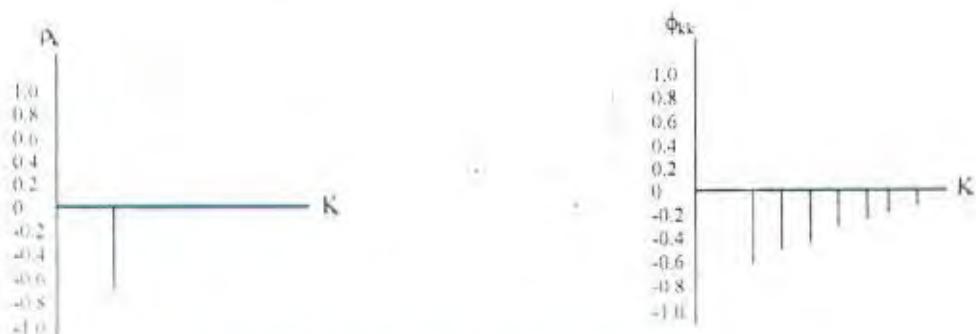
$$\rho_k = \begin{cases} \frac{-\theta_1}{1+\theta_1^2}, & k=1 \\ 0, & k>1 \end{cases} \quad (2.30)$$

Bentuk ACF pada MA (1) adalah terpotong (cut off) setelah lag pertama.

PACF untuk MA (1) yaitu :

$$\phi_{kk} = \frac{-\theta_1^k(1-\theta_1^2)}{1-\theta_1^{2(k+1)}} , k \geq 1 \quad (2.31)$$

Sejalan dengan ACF yang cut off setelah lag 1, maka fungsi PACF pada model MA (1) ini menurun secara eksponensial dengan bertambahnya lag k . Jika $0 < \theta_1 < 1$, semua korelasi akan negatif, dan jika $-1 < \theta_1 < 0$, maka lag pertama pada PACF akan positif dan tanda-tanda pada autokorelasi parsial ini berturut-turut akan bergantian dari negatif ke positif dengan gelombang yang menurun secara eksponensial (Cryer).



Gambar 2.2 Plot ACF dan PACF proses MA(1)

2.2.3.7. Model Moving Average Order Dua

Persamaan model dari MA (2) adalah :

$$Z_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2) a_t \quad (2.32)$$

Dimana $\{a_t\}$ adalah sisaan yang bersifat white noise. Dengan order yang tertentu dan terbatas, proses ini akan stasioner, sedangkan infertibilitas terpenuhi bila $\sqrt{\theta_1}(B) = 0$ berada dalam lingkaran dengan jari-jari satu, yaitu :

$$\begin{cases} \theta_2 + \theta_1 < 1 \\ \theta_2 - \theta_1 < 1 \\ -1 < \theta_2 < 1 \end{cases} \quad (2.33)$$

ACF untuk MA (2) adalah :

$$\rho_k = \begin{cases} \frac{-\theta_1(1-\theta_2)}{1+\theta_1^2+\theta_2^2}, & k=1 \\ \frac{\theta_1}{1+\theta_1^2+\theta_2^2}, & k=2 \\ 0, & k>2 \end{cases} \quad (2.34)$$

ACF untuk MA (2) cut off setelah lag-2, dimana $\rho_k = 0$, untuk $k \geq 3$, sedangkan PACF nya adalah sebagai berikut :

$$\phi_{11} = \rho_1$$

$$\phi_{22} = \frac{\rho_2 + \rho_1^2}{1 - \rho_1^2}$$

$$\phi_{33} = \frac{\rho_1^3 - \rho_1 \rho_2 (2 - \rho_2)}{1 - \rho_1^2 - 2\rho_1^2 (1 - \rho_2)} \quad (2.35)$$

Bentuk PACF untuk MA (2) akan menurun secara eksponensial atau berupa sinus teredam tergantung nilai akar-akar dari $\theta_2(B) = 0$. PACF akan berbentuk gelombang sinus teredam jika akar-akar dari $\theta_2(B) = 0$ adalah bilangan kompleks.

2.2.3.8. Model Moving Average Order q

Bentuk umum MA (q) adalah :

$$Z_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q) a_t \quad (2.36)$$

Dengan persamaan (2.36) didapatkan ACF untuk proses MA(q) adalah sebagai berikut :

$$\rho_k = \begin{cases} \frac{-\theta_k + \theta_1\theta_{k+1} + \theta_{q-k}\theta_q}{1 + \theta_1^2 + \dots + \theta_q^2}, & k = 1, 2, \dots, q \\ 0 & k > q \end{cases} \quad (2.37)$$

Dari persamaan (2.37) terlihat pola dari MA (q) yang terpotong (cut off) setelah lag $k = q$. Sedangkan pola PACF pada MA (2) berbentuk turun secara eksponensial atau sinus teredam, tergantung nilai akar-akar dari $(1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2) \cdots (1 - \theta_q B^q) = 0$ dan akan berbentuk gelombang sinus teredam bila akar-akarnya merupakan bilangan kompleks.

2.2.4. Model Time Series Non Stationer

Ketidakstationeran dapat terjadi pada μ_t yang tidak konstan, atau varian σ_t^2 yang berubah dengan tergantung pada indeks waktu t , untuk menstasionerkan series semacam ini, dibutuhkan *differencing* dan *stabilizing variance*.

2.2.4.1. Non Stasioner Pada Mean

Differencing dan Trend Model Stokastik

Box - Jenkins (1976) menunjukkan bahwa ada kemungkinan suatu series memiliki perbedaan pada mean pada saat-saat tertentu (lokal mean) yang saling independen. Kondisi ini disebut dengan *Homogenous nonstationary*, dan dinyatakan dalam pola series yang memiliki trend (kecenderungan) untuk naik atau turun. Lihat persamaan operator berikut :

$$\Psi(B)(Z_t + C) = \Psi(B)Z_t \quad (2.38)$$

dengan $\Psi(B) = \phi(B)(1 - B)^d$

Dimana θ (B) adalah operator stasionaritas AR, $d > 0$ dan C adalah konstanta. Melalui persamaan (2.38), ketidakstasioneran series dapat dihilangkan dengan mengambil differencing order. Atau dengan kata lain, series $(1-B)^d Z_t$ disebut integrated model (I) dengan merupakan order dari adalah stasioner, misalkan $d = 1$ yang mempunyai sisaan white noise, maka :

$$(1 - B)^1 Z_t = a_t \quad (2.39)$$

$$Z_t = Z_{t-1} + a_t$$

Dengan informasi dari Z_{t-1}, Z_{t-2}, \dots , level series pada waktu t menjadi :

$$\mu_t = Z_{t-1} \quad (2.40)$$

Dari persamaan (2.40) terlihat bahwa mean level berubah-ubah secara stokastik selama waktu berjalan, dan dikatakan bahwa series Z_t memiliki trend stokastik.

Indikasi Difference Series

Untuk memastikan adanya suatu trend stokastik pada series Z_t , dapat digunakan indikator – indikator sebagai berikut :

1. ACF suatu series Z_t menurun amat pelan (decays very slowly), sedangkan PACF terpotong pada lag pertama.
2. Mean level yang berubah dalam arah tertentu
3. Parameter model dari series Z_t tidak memenuhi syarat kestasioneran series.

2.2.4.2. Model Auto Regressive Integrated Moving Average (ARIMA)

ARIMA adalah model time series umum yang menyertakan differencing pada homogenous nonstationary proses yang merupakan model untuk series yang stasioner. Jadi model ARIMA ditulis dalam persamaan :

$$\phi_p(B)(1-B)^d Z_t = \theta_q(B) a_t \quad (2.41)$$

dimana : $\phi_p(B)$ = operator AR yang stasioner

$\theta_q(B)$ = operator MA yang invertibel

$\theta_p(B)$ = deterministik trend

Model tersebut disebut Model Auto Regressive Integrated Moving Average, dengan order-order p, d dan q ditulis ARIMA (p, d, q). Jika p = 0 maka model menjadi *Integrated Moving Average* (d, q) atau dapat ditulis IMA (d, q) dan jika d = 0 maka disebut model ARMA (p, q).

Interpretasi Model

1. Auto Regressive order p

Menyatakan adanya dependensi pengamatan ke - t dengan pengamatan sebelumnya (pengamatan yang ke - t-1, t-2, ..., t-p).

2. Integrated order d

Menyatakan adanya trend stokastik dalam series dengan pola berorder (berpangkat) d sejalan dengan level series.

3. Moving Average order q

Menyatakan adanya dependensi antara random shock pada indeks waktu t dengan q random shock sebelumnya (pada t-1, t-2, ..., t-q). Mengindikasikan adanya pengaruh luar series yang menyebabkan timbulnya pemupukan fluktuasi di dalam diri series itu sendiri selama q satuan waktu.

2.3. Identifikasi Model

Identifikasi model adalah menentukan secara kasar suatu model yang mewakili data dimana nantinya akan digunakan sebagai peramalan dengan tujuan utamanya adalah menentukan order p, d, q yang diperlukan dalam proses ARIMA (Wei, 1989).

Pada tahap identifikasi ini menyangkut nilai dari fungsi autokorelasi (ACF) dan autokorelasi parsial (PACF). Dimana fungsi autokorelasi untuk lag-k adalah ukuran korelasi antara Y_t dan Y_{t+k} untuk lag k, dengan varians diestimasi menggunakan seluruh pengamatan (n) dan kovarians diestimasi dengan $(n-k)$ pengamatan. Sedangkan fungsi autokorelasi parsial adalah ukuran korelasi antara pengamatan time series unit ke-k setelah korelasi pengamatan lag-k tersebut dikendalikan (Wei, 1990).

Model ARIMA dan ARMA dapat ditentukan dengan menggunakan ketentuan sesuai Tabel 2.1. (Makridakis, 1993) yaitu dengan melihat pola dari fungsi autokorelasi parsial dari deret waktu stasioner yang dapat menunjukkan proses yang sedang terjadi.

Tabel 2.1. Karakteristik Utama yang membedakan jenis dari Model ARIMA

Proses	Fungsi Autokorelasi	Fungsi Autokorelasi Parsial
AR	Mengekor dan mengecil menuju nol	Terpotong sesudah lag p, lalu menuju nol
MA	Terpotong sesudah lag q, lalu menuju nol	Mengekor dan mengecil menuju nol
ARMA	Mengekor dan mengecil menuju nol sesudah lag $(q-p)$, jika $q > p$	Mengekor dan mengecil menuju nol sesudah lag $(p-q)$, jika $p > q$

2.4. Penaksir dan Pengujian Parameter

Pendugaan Maximum Likelihood

Asumsi yang harus dipenuhi dalam pendugaan model stokastik time series ialah a_t merupakan white noise yang mempunyai $\mu = 0$ dan varians σ_a^2 . Dengan asumsi ini, fungsi distribusi bersama untuk a_t dengan $t = 1, 2, 3, \dots, n$ ialah :

$$P(a_1, a_2, \dots, a_n | \sigma^2) = (2\pi\sigma^2)^{-n/2} \exp(-1/(2\sigma^2) \sum a_t^2) \quad (2.42)$$

Sehingga logaritma fungsi probabilitas berdasarkan pengamatan

$Z = (Z_1, Z_2, \dots, Z_n)$ ialah :

$$L(\phi, \theta, \sigma | Z) = n \log \sigma^2 - \frac{S(\phi, \theta)}{2\sigma^2} \quad (2.43)$$

Sedangkan $S(\phi, \theta)$ adalah fungsi sum square residual yang definisikan sebagai berikut :

$$S(\phi, \theta) = \sum_{t=1}^n a_t^2 \quad (2.44)$$

Penduga kemungkinan maksimum bagi parameter ϕ dan θ didapatkan dengan memaksimumkan fungsi (2.44) karena pengaruh ϕ dan θ hanya terdapat pada $S(\phi, \theta)$ maka untuk memaksimum (2.44) dapat digunakan untuk meminimumkan (2.42).

Conditional Maximum Likelihood

Model umum ARMA (p,q) :

$$Z_t = \phi_1 Z_{t-1} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad (2.45)$$

Dimana $Z_t = Z_t - \mu$ dan $\{a_t\}$ identik independen $N(0, \sigma_a^2)$ white noise.

Probabilitas bersama dari $a = (a_1, a_2, \dots, a_n)$ adalah

$$P(a | \phi, \mu, \theta, \sigma_a^2) = (2\pi\sigma_a^2)^{-n/2} \exp\left(\frac{-1}{2\sigma_a^2} \sum_{i=1}^n a_i^2\right) \quad (2.46)$$

Dengan melihat persamaan (2.45) dapat disimpulkan fungsi maximum likelihood dengan parameter $(\phi, \mu, \theta, \sigma_a^2)$:

$$Z = (Z_1, Z_2, \dots, Z_n)$$

$$Z_a = (Z_{1,p}, \dots, Z_{1,1}, Z_n)$$

$$a_0 = (a_{1-q}, \dots, a_1, a_0)$$

Maka fungsi log conditional likelihood :

$$\ln L_c(\phi, \mu, \theta, \sigma_a^2) = -\left(n/2\right) \ln(2\pi\sigma_a^2) - \frac{S(\phi, \mu, \theta)}{2\sigma_a^2} \quad (2.47)$$

Dimana : $S_c(\phi, \mu, \theta) = \sum_{i=1}^n a_i^2(\phi, \mu, \theta | Z_i, a_i, Z)$ adalah fungsi conditional sum square. Nilai $(\hat{\phi}, \hat{\mu}, \hat{\theta})$ akan meminimumkan persamaan (2.48) dan disebut sebagai estimator conditional maximum likelihood.

Unconditional Maximum Likelihood

Model time series adalah penting untuk meramalkan suatu nilai yang akan datang. Dari suatu nilai $Z_a = (Z_{1,p}, \dots, Z_{1,1}, Z_n)$ dan $a_0 = (a_{1-q}, \dots, a_1, a_0)$ dibutuhkan didalam penghitungan nilai fungsi sum square likelihood.

Bov & Jenkins (1976), fungsi undonditional log likelihood

$$\ln L_u(\phi, \mu, \theta, \sigma_a^2) = -n/2 \ln 2\pi\sigma_a^2 - \frac{S(\phi, \mu, \theta)}{2\sigma_a^2} \quad (2.48)$$

dimana $S(\phi, \mu, \theta)$ adalah unconditional sum square fungsi dari :

$$S(\phi, \mu, \theta) = \sum_{i=1}^n [\mathbb{E}(a_i | \phi, \mu, \theta, Z)]^2$$

dan $\mathbb{E}(a_i | \phi, \mu, \theta, Z)$ adalah syarat ekspektasi dari a_i .

2.5. Pemeriksaan Diagnostik

Tujuan dari pemeriksaan diagnostik terhadap residual untuk membuktikan bahwa model tersebut cukup memadai. Model dikatakan cukup memadai jika residual yang dihasilkan bersifat independen atau tidak saling berkorelasi (Wei, 1989).

Uji hipotesanya adalah :

$$H_0 : \rho_1(a) = \rho_2(a) = \dots = \rho_k(a) = 0$$

$$H_1 : \text{Salah satu } \rho_i \neq 0$$

Pemeriksaan sifat residual dilakukan dengan uji Box – Pierce :

$$Q^* = \sum_{k=1}^m r_k^2 \quad (2.49)$$

Dimana : $m = \text{lag maximum}$

$$n = N - d \quad (d = \text{differencing})$$

$N = \text{Jumlah pengamatan data asli}$

$r_k = \text{Autokorelasi residual yang didefinisikan sebagai berikut :}$

$$r_k = \frac{\text{cov}(a_i a_{i+k})}{\sqrt{\text{Var } a_i} \sqrt{\text{Var } a_{i+k}}}$$

Karena Q^* berdistribusi Chi-Square dengan derajat bebas $(m-p-q)$ maka :

Jika $Q^* \leq X^2(\alpha; m-p-q) \rightarrow$ maka H_0 diterima, berarti residual bersifat independen

Jika $Q^* \geq X^2(\alpha; m-p-q) \rightarrow$ maka H_0 ditolak, berarti residual bersifat dependen

2.6. Uji Kenormalan

Uji kenormalan residual dengan menggunakan plot norma dengan langkah-langkah sebagai berikut :

1. Data diurutkan dari yang kecil hingga besar
2. Kemudian plot dengan probabilitas P_i dimana P_i adalah :

$$P_i = \frac{100(t + 1/2)}{n}$$

3. Apabila plot residual menunjukkan kecenderungan membentuk garis lurus diagonal maka diasumsikan a_i berdistribusi normal.

2.7. Overfitting

Jika kita telah mendapatkan model-model dalam residual, maka kita akan menambahkan parameter baru ke dalam model yaitu misalnya menggunakan beberapa parameter lebih banyak dari pada yang diperlukan. Jika kita mendapatkan model ARIMA (p, d, q) maka kita tingkatkan model ke order $p+1, d+1, q+1$ dengan memasukkan sebarang parameter dan mempertimbangkan nilai simpangan baku yang dihasilkan.

2.8. Forecast

Dengan anggapan model telah stasioner maka persamaan time series dapat ditulis :

$$Z_t \Psi(B) a_t \quad (2.50)$$

Dengan : $\Psi(B) = \sum_{j=0}^l \psi_j B^j = \frac{\theta(B)}{\phi(B)}$

Dimana $\Psi_0 = 1$ Forecast time series pada satu tahap ke depan (Z_{t+1}) merupakan kombinasi linier dari Z_n, Z_{n-1}, \dots , dengan forecast errornya :

$$E_n(1) = Z_{n+1} - Z_n(1) = a_{n+1}$$

Karena $E(e_n(1) | Z_t, t \leq n) = 0$ sehingga forecast mempunyai varians yang tak biasa yaitu : $\text{Var}(e_n(1)) = \sigma_a^2 \sum_{j=0}^{l-1} \psi_j^2$

Jika $N_{\alpha/2} \sim$ berdistribusi normal, maka didapatkan selang kepercayaan $(1 - \alpha)$ 100% sebagai berikut :

$$Z(1) \pm N_{\alpha/2} \left[1 + \sum_{j=1}^{l-1} \psi_j^2 \right]^{1/2} \sigma_a \quad (2.51)$$

Dan $P(N > N_{\alpha/2}) = \alpha/2$

Forecast error dari model ARMA (p,q) dan ARIMA (p, d, q) pada dasarnya memberikan hasil yang sama.

2.9. Seleksi Model

Bila terdapat lebih dari satu model time series yang fit dan layak pakai, maka diperlukan kriteria berikut yang berhubungan dengan permodelan dan peramalan time series.

2.9.1. Kriteria Peramalan (Forecast)

Kriteria Selang Kepercayaan

Melalui persamaan (2.52) didapatkan confidence interfal dengan tingkat kepercayaan $(1-\alpha)$ 100% yang artinya kemungkinan interval ini untuk menaksir nilai aktual berada di luar batas interval, maka model dianggap kurang layak mewakili perilaku series sehingga tidak layak untuk dipakai.

Simpangan Forecast

Penaksir titik dari data aktual melalui forecast (peramalan), dapat pula dipakai sebagai bahan perbandingan untuk mendapatkan suatu model terbaik, yaitu menghitung nilai rata-rata prosentase simpangannya terhadap data aktual sebagai berikut :

$$S = \frac{\sum_{i=1}^l |(\hat{Z}_n(i) - Z_{n+1}) / Z_{n+1}|}{l} \quad (2.53)$$

Z_{n+1} = data aktual

Nilai S yang kecil mencerminkan ketepatan penaksiran dengan memakai model time series yang dipilih.

Hal berikut sebagai pertimbangan dalam menyeleksi model :

1. Dengan melihat nilai probabilitas white noise yang paling besar
2. Varians white noise yang paling kecil
3. Simpangan forecast yang paling kecil

2.10. Analisis Sistem Persediaan

Sistem persediaan merupakan suatu sistem dimana kekurangan dalam persediaan dan penambahan-penambahan dapat dikontrol melalui keputusan yang berkenaan dengan waktu untuk diadakan penambahan dan berapa jumlahnya.

Berdasarkan atas ketergantungan antar barang yang disediakan, maka ada dua macam pengendalian persediaan, yaitu pengendalian dependen dan pengendalian persediaan independen. Pengendalian persediaan independen ialah pengendalian dimana barang-barang yang disediakan tidak tergantung satu sama lain. Sebaliknya jika ada ketergantungan satu sama lain, maka diselesaikan dengan sistem MRP (Rencana Kebutuhan Bahan).

2.10.1. Rencana Kebutuhan Bahan

Rencana kebutuhan bahan yang merupakan bagian dari manajemen persediaan ditujukan untuk kebutuhan / permintaan (demand) yang dependen, artinya dalam struktur produk item-item yang satu dipengaruhi oleh item-item pada tingkat diatasnya. Kebutuhan atas komponen-komponen atau part-part dipengaruhi oleh kebutuhan-kebutuhan atas komponen-komponen pada tingkat diatasnya dari struktur produksi.

Tujuan utama dari sistem rencana kebutuhan bahan ialah merancang suatu sistem yang mampu menghasilkan informasi untuk mendukung aksi yang tepat, baik berupa pembatalan pemesanan, pemesanan ulang atau penjadwalan ulang. Ada empat kemampuan yang menjadi ciri utama rencana kebutuhan bahan, yaitu sebagai berikut :

1. Mampu menentukan kebutuhan pada saat yang tepat

Menentukan secara tepat kapan suatu pekerjaan harus selesai (material harus tersedia) untuk memenuhi permintaan atas produk akhir yang sudah direncanakan dalam Jadwal Induk Produksi.

2. Menentukan kebutuhan minimal setiap item

Dengan diketahuinya kebutuhan akan produk akhir, maka rencana kebutuhan bahan akan dapat menentukan secara tepat sistem penjadwalan (prioritas) untuk memenuhi semua kebutuhan minimal setiap item.

3. Menentukan pelaksanaan rencana pemesanan

Memberikan indikasi kapan pemesanan atau pembatalan atas pemesanan harus dilakukan. Pemesanan perlu direncanakan dengan baik, khususnya bila dilakukan lewat pembelian atau dibuat di pabrik sendiri.

4. Menentukan penjadwalan ulang atau pembatalan atas suatu jadwal yang sudah direncanakan

Apabila kapasitas yang ada tidak mampu memenuhi pesanan yang dijadwalkan pada waktu yang diinginkan, maka rencana kebutuhan bahan dapat memberikan indikasi untuk melakukan rencana penjadwalan ulang (jika mungkin) dengan menentukan prioritas pesanan yang realistik. Jika penjadwalan ulang ini masih tidak mungkin untuk memenuhi pesanan, maka pembatalan atas suatu pesanan harus dilakukan. Besarnya kemampuan untuk memenuhi suatu kebutuhan dicerminkan oleh besarnya barang setengah jadi, persediaan yang ada dan pesanan / pembelian yang akan datang. Ketelitian atas perkiraan akan kemampuan ini tergantung pada ketelitian pencatatan atas ketiga sumber informasi tersebut.



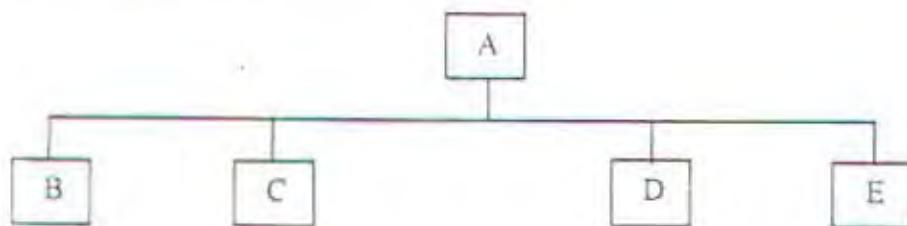
2.10.2. Sistem Kebutuhan Bahan

Ada tiga input utama yang dibutuhkan oleh sistem rencana kebutuhan bahan, yaitu sebagai berikut :

1. Jadwal Induk Produksi
2. Catatan Keadaan Persediaan
3. Struktur Produksi

Jadwal Induk Produksi didasarkan pada peramalan barang independen dari setiap produk akhir yang akan dibuat, dan akan merupakan proses alokasi untuk membuat sejumlah produk yang akan diinginkan dengan memperlihatkan kapasitas yang dimiliki.

Keadaan persediaan menggambarkan status semua item yang ada dalam persediaan. Percatatan ini harus dalam situasi yang terbaru, yaitu dengan selalu melakukan pencatatan tentang transaksi-transaksi yang terjadi. Serta berisi catatan tentang waktu tunggu pemesanan atau perakitan.



Gambar II.3. Contoh dari Struktur Produk

Selain tersebut diatas, ada pula input tambahan untuk sistem rencana kebutuhan bahan, yaitu :

1. Pesanan komponen dari perusahaan lain yang membutuhkan
2. Peramalan atas item yang bersifat independen

Peramalan atas item-item yang bersifat independen, dimana mencakup komponen-komponen yang dibutuhkan namun berada di luar rencana kebutuhan bahan bisa dilakukan secara terpisah dan hasil dari peramalan tersebut kemudian dijumlahkan (ditambahkan) pada kebutuhan kotor pada sistem rencana kebutuhan bahan, termasuk didalamnya peramalan kebutuhan yang tidak terduga.



Gambar 11.4. Input rencana kebutuhan bahan

2.10.3. Output Sistem Rencana Kebutuhan Bahan

Rencana pemesanan merupakan output dari rencana kebutuhan bahan yang dibuat atas dasar waktu ancang-ancang dari setiap komponen. Waktu ancang-ancang dari suatu item yang dibeli merupakan periode antara pesanan dilakukan sampai dengan di persediaan. Secara output dari rencana kebutuhan bahan adalah sebagai berikut :

1. Memberikan catatan tentang pesanan, baik dari pabrik sendiri atau dari suplier
2. Memberikan indikasi untuk penjadwalan ulang
3. Memberikan indikasi untuk pembatalan ulang atas pesanan
4. Memberikan indikasi untuk keadaan persediaan



Gambar II. Output Rencana Kebutuhan Bahan

2.10.4. Langkah-langkah Sistem Rencana Kebutuhan Bahan

- a. Gross requirement adalah kebutuhan kotor untuk produk akhir didapatkan dari jadwal induk produksi, sedangkan untuk tingkat komponen ditentukan berdasarkan planned order release dari komponen induknya (parents).
- b. Schedule receipt adalah material yang sudah atau sedang diorder diharapkan datang pada periode yang dijadwalkan (on order; open orders).
- c. Projected on hand adalah persediaan pada akhir periode, dihitung dari planned on hand periode sebelumnya ditambah schedule receipt dikurangi dengan gross requirement.
- d. Net requirement adalah atau kebutuhan bersih dihitung dari pengurangan terhadap gross requirement oleh schedule receipt periode ini dan projected on hand periode sebelumnya.

- e. Planned order receipt adalah jumlah yang diperlukan yang akan diorder, disesuaikan dengan lot size yang telah ditetapkan.
- f. Planned order release adalah sejumlah order tertentu harus dilakukan, sehingga dapat memenuhi kebutuhan komponen oleh komponen induknya, disesuaikan dengan waktu ancang-ancang (lead time) masing-masing.

BAB III

METODOLOGI PENELITIAN

BAB III

BAHAN DAN METODOLOGI

3.1. Bahan Penelitian

Bahan yang dipakai pada penelitian ini adalah sebagai berikut :

a. Data permintaan

Data yang dipakai adalah data permintaan perbulan pada produk cincin di PT. Eka Silver & Gold Jewelry Surabaya, mulai bulan Agustus 1996 sampai dengan September 2000. Data ini digunakan untuk menentukan jumlah permintaan produk cincin dimasa yang akan datang. Sedangkan data bulan Juni 2000 sampai dengan September 2000 digunakan sebagai data aktual untuk membandingkan dengan hasil ramalan produksi produk cincin.

b. Data persediaan

Data persediaan yang dimaksud adalah data persediaan masing-masing bahan baku pada periode perencanaan yaitu awal September 2000. Bahan baku yang dimaksud adalah bahan baku dasar suatu produk cincin. Dan data tentang persediaan bahan baku yang diperlukan pada awal perencanaan dapat dilihat pada tabel 3.1

Tabel 3.1. Data persediaan tiap bahan baku pada awal perencanaan

No	Jenis Bahan Baku	Persediaan Bahan Baku Awal
1	Emas	5 kg
2	Perak	35 kg
3	Monel	100 kg
4	Tembaga	80 kg

c. Data kebutuhan waktu tunggu

Data kebutuhan waktu tunggu dicatat selama periode pemesanan sampai barang yang dipesan tiba di tempat. Data lead time dari masing-masing bahan baku semuanya sama yaitu satu bulan.

d. Data lot size

Data lot size dalam penerapan metode MRP yang digunakan adalah data pemesanan tiap bahan baku untuk sekali pesan dan telah ditentukan pada periodenya. Data lot size bahan baku cincin dapat dilihat pada tabel 3.2.

Tabel 3.2. Data pemesanan tiap bahan baku cincin

No	Jenis bahan baku	Pemesanan bahan baku
1	Emas	10 kg
2	Perak	75 kg
3	Monel	100 kg
4	Tembaga	123 kg

Jika data asli sudah stationer dalam mean, varians, dan covarians pakailah data asli tersebut.

2. Menghitung ACF dan PACF dari data asli. Tujuannya adalah untuk memperkirakan informasi awal adanya seasonality (musiman) dan memperkirakan order dari differencing :
 - a. Jika ACF menurun lambat dan cut off setelah lag-1, maka diperlukan differencing order $d = 1$.
 - b. Jika menunjukkan adanya musiman dengan lag $m, 2m, 3m, \dots$, yang menurun pelan maka ada kemungkinan perlu differencing order 1 dengan musiman m .
3. Jika ditransformasi ujilah kestationeran varians series hasil transformasi. Jika sudah stationer lakukan no.2 dengan permodelan pola series yang ditransformasi.
4. Uji layak tidaknya dengan differencing pada series dan uji adanya deterministik terhadap θ_0 , dengan pengujian mean differens. Jika P-value $< \alpha$ maka $\theta_0 \neq 0$, berarti terdapat trend deterministik. Apabila P-value $> \alpha$ maka $\theta_0 = \phi_1$ artinya Z_t berfluktuasi disekitar μ_z . Sedangkan bila uji diagnostik Box-Pierce menghasilkan Q signifikan dengan P - value $< \alpha$ artinya residual differens secara serentak saling dependent dan akan mengganggu struktur differencing, maka disini akan berakibat differencing tidak layak untuk dipakai.
5. Uji kestationeran varians series hasil differencing. Jika tidak stationer maka differencing tidak boleh dilakukan.

6. Lakukan permodelan sesuai perkiraan.

7. Tahap Pengujian Model

Menentukan kesesuaian model dengan memeriksa residual yang dihasilkan oleh model apakah bersifat white noise yaitu bersifat independensi atau tidak saling berkorelasi.

Hipotesis :

$$H_0 : \rho_0 = \rho_1 = \dots = \rho_k = 0$$

$$H_1 : \text{paling tidak ada satu nilai } \rho_k \neq 0$$

Statistikuji : Nilai statistik Box-Pierce yaitu Q_2 (residual)

Keputusan : Jika Q_2 (residual) $> \chi^2(\alpha)$ db ($k - P_0$) dimana P_0 yaitu banyaknya parameter, tolak hipotesis awal yang berarti bahwa korelasi residual tidak sama dengan nol maka model tidak sesuai.

8. Overfitting

Yaitu penambahan satu atau lebih parameter yang sesuai kedalam model yang dihasilkan pada tahap identifikasi. Jika ada pola AR atau MA pada residual, menambahkan pola tersebut pada series dan melakukan kembali pengujian parameter.

9. Evaluasi Peramalan

Jika terdapat lebih dari satumodel yang dapat dipakai, dilakukan seleksi sebagai berikut dengan mempertimbangkan:

1. Probabilitas white noise paling besar.
2. Varians white noise paling kecil.
3. Simpangan paling kecil.

Analisa Kebutuhan Bahan Baku dengan Metode MRP

Langkah-langkah yang dilakukan dalam analisa kebutuhan bahan baku dengan metode MRP adalah :

1. Menentukan kebutuhan kotor yang merupakan hasil ramalan produk akhir.
2. Mencatat persediaan awal sehingga persediaan digudang dapat dihitung dari kebutuhan kotor dikurangi persediaan awal dan diulang sampai akhir periode
3. Kebutuhan bersih diperoleh dari kebutuhan kotor dikurangi persediaan digudang dan diulang sampai akhir periode.
4. Menentukan jumlah yang akan diorder yang disesuaikan dengan teknik lot size.
5. Menentukan rencana produksi yang diperoleh dari perkiraan produk disesuaikan dengan lead time.

BAB IV

ANALISA DATA DAN PEMBAHASAN

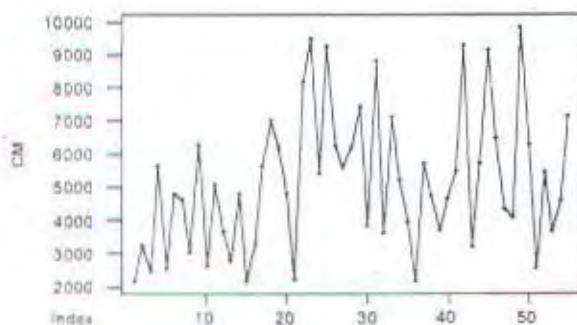
BAB IV

ANALISA DATA DAN PEMBAHASAN

4.1 Analisis Time Series

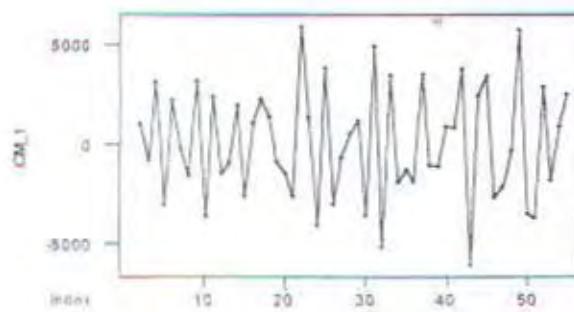
4.1.1 Analisis Time Series Data Permintaan CM

Syarat dalam menyusun model time series adalah data harus stasioner dalam mean dan varian. Untuk melihat kestasioneran data dapat dilihat dari plot data terhadap waktu. Berikut ini adalah hasil plot time series untuk data permintaan CM.

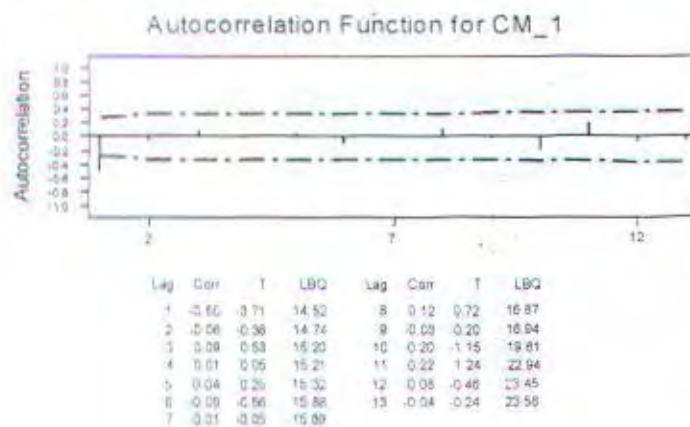


Gambar 4.1 Plot time series data permintaan CM

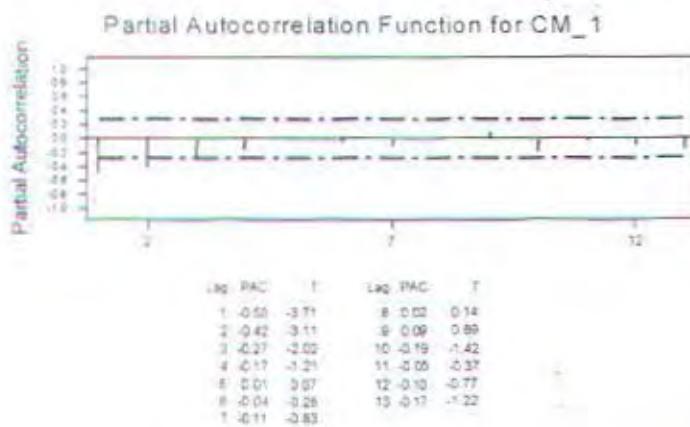
Dari hasil plot time series diatas terlihat data belum stasioner dalam mean, sehingga perlu dilakukan transformasi (differencing) orde satu, dan didapatkan plot seperti pada Gambar 4.2. Setelah data ditransformasikan, terlihat plot time series data sudah stasioner, maka tahap identifikasi model sementara dapat dilakukan. Taksiran model sementara dapat dilihat dari plot ACF dan plot PACF seperti pada Gambar 4.3 dan Gambar 4.4.



Gambar 4.2 Plot time series data CM differencing satu lag



Gambar 4.3 Plot ACF data CM setelah differencing satu lag



Gambar 4.4 Plot PACF data CM setelah differencing satu lag

Dari plot ACF dan plot PACF diatas, ditaksir model yang layak adalah ARIMA (2,1,0), ARIMA (2,1,0) dan ARIMA (0,1,1). Setelah didapat model sementara, maka langkah selanjutnya adalah pengujian masing-masing pendugaan model. Pendugaan model-model tersebut adalah sebagai berikut:

1. MODEL ARIMA (2,1,0)

Untuk model ARIMA (2,1,0) diperoleh output pada Lampiran A1. Hasil estimasi parameteranya dapat dilihat pada Tabel 4.1.

Tabel 4.1 Estimasi model ARIMA (2,1,0) dengan constant

Final Estimates of Parameters			
Type	Coeff	StDev	T
AR 1	-0.7438	0.1274	-5.84
AR 2	-0.4472	0.1275	-3.51
Constant	123.9	306.9	0.40

Differencing: 1 regular difference
Number of observations: Original series 55, after differencing 54
Residuals: SS = 259302382 (backforecasts excluded)
MS = 5084360 DF = 51

Dari hasil pemodelan tersebut dilakukan pengujian parameter model ARIMA (2,1,0), yaitu pengujian terhadap parameter constant, AR(1) dan AR(2).

- Pengujian parameter constant

Hipotesa yang digunakan adalah:

$$H_0: \text{constant} = 0$$

$$H_1: \text{constant} \neq 0$$

Dari data diperoleh $|t\text{-hitung}| = 0.40$. Dengan menggunakan $\alpha = 5\%$, dari tabel t-student diperoleh $t_{(\alpha/2,51)} = 2,0095$, sehingga keputusan yang harus diambil adalah terima H_0 , karena $|t\text{-hitung}| < t\text{-tabel}$. Hal ini berarti bahwa parameter constant tidak signifikan keberadaannya di dalam model.

Kesimpulan: karena constant tidak signifikan keberadaannya di dalam model, maka model ARIMA (2,1,0) dengan constant tidak layak digunakan sebagai model dugaan. Untuk itu perlu dilakukan pengujian model ARIMA (2,1,0) tanpa memasukkan parameter constant.

Tabel 4.2 Estimasi model ARIMA (2,1,0) tanpa constant

Final Estimates of Parameters			
Type	Coeff	StDev	T
AR 1	-0.7430	0.1263	-5.88
AR 2	-0.4464	0.1264	-3.53
Differencing: 1 regular difference			
Number of observations: Original series 55, after differencing 54			
Residuals: SS = 260071504 (backforecasts excluded)			
MS = 5001375 DF = 52			
Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic			
Lag	12	24	36
Chi-Square	11.4 (DF=10)	14.9 (DF=22)	31.8 (DF=34)
			48
			37.5 (DF=46)

Dari hasil pemodelan pada Tabel 4.2 diatas dilakukan pengujian parameter model ARIMA (2,1,0), yaitu pengujian terhadap parameter AR(1) dan AR(2).

- Pengujian parameter AR(1)

Hipotesa yang digunakan adalah:

$$H_0 : \phi_1 = 0$$

$$H_1 : \phi_1 \neq 0$$

Dari data diperoleh $|t\text{-hitung}| = 5.88$. Dengan menggunakan $\alpha = 5\%$, dari tabel t-student diperoleh $t_{(0.02, 52)} = 2.0084$, sehingga keputusan yang harus diambil adalah tolak H_0 , karena $|t\text{-hitung}| > t\text{-tabel}$. Hal ini berarti bahwa parameter AR(1) signifikan keberadaannya di dalam model.

- Pengujian parameter AR(2)

$$H_0 : \phi_2 = 0$$

$$H_1 : \phi_2 \neq 0$$

Dari data diperoleh $|t\text{-hitung}| = 3,53$. Dengan menggunakan $\alpha = 5\%$, dari tabel t-student diperoleh $t_{0,0252} = 2,0084$, sehingga keputusan yang harus diambil adalah tolak H_0 , karena $|t\text{-hitung}| > t\text{-tabel}$. Hal ini berarti bahwa parameter AR(2) signifikan keberadaannya di dalam model.

Untuk meyakinkan bahwa model ARIMA (2,1,0) layak maka perlu dilakukan pengujian terhadap residualnya, dalam hal ini dapat dilihat dari plot ACF dan plot PACF residual yang tampak pada Lampiran D1. Pengujian residual dilakukan dengan menggunakan hipotesa:

$$H_0 : \rho_1(e) = \rho_2(e) = \dots = \rho_k(e) = 0$$

$$H_1 : \text{minimal ada satu } \rho_i(e) \neq 0 ; i = 1, 2, \dots, k$$

Dengan menggunakan statistik uji Box Pierce yang diperoleh $Q^*(10) = 11,4$ dan dibandingkan dengan tabel Chi-Square $\chi^2_{(5\%, 10)} = 18,3070$ diperoleh suatu keputusan gagal menolak H_0 yang berarti residualnya bersifat *white noise*, karena $Q^*(10) < \chi^2_{(5\%, 10)}$.

Karena residualnya sudah bersifat *white noise*, maka langkah selanjutnya adalah menguji distribusi normal dari residualnya melalui plot normal seperti pada Lampiran G1. Berikut ini hipotesa pengujian distribusi terhadap residual:

$$H_0 : \text{Residual mengikuti distribusi normal}$$

$$H_1 : \text{Residual tidak mengikuti distribusi normal}$$

Berdasarkan Lampiran G1, diperoleh nilai $D_{hitung} = 0,072$. Dengan menggunakan $\alpha = 5\%$ didapatkan $D_{tabel} = D_{(95\%, 54)} = 0,1851$. Karena $D_{hitung} < D_{tabel}$ dapat disimpulkan gagal menolak H_0 yang berarti residual dari model ARIMA (2,1,0) mengikuti distribusi normal.

2. MODEL ARIMA (0,1,1)

Untuk model ARIMA (0,1,1) diperoleh output pada Lampiran A2. Hasil estimasi parameter dapat dilihat pada Tabel 4.3.

Tabel 4.3 Estimasi model ARIMA (0,1,1) dengan constant

Final Estimates of Parameters			
Type	Coef	StDev	T
MA 1	0,9631	0,0607	15,86
Constant	38,08	23,55	1,62
 Differencing: 1 regular difference			
Number of observations: Original series 55, after differencing 54			
Residuals: SS = 222888673 {backforecasts excluded}			
MS = 4286321 DF = 52			

Dari hasil pemodelan tersebut dilakukan pengujian parameter model ARIMA (0,1,1), yaitu pengujian terhadap parameter constant dan MA(1).

- Pengujian parameter constant

Hipotesa yang digunakan adalah:

$$H_0: \text{constant} = 0$$

$$H_1: \text{constant} \neq 0$$

Dari data diperoleh $|t-hitung| = 1,62$. Dengan menggunakan $\alpha = 5\%$, dari tabel t-student diperoleh $t_{(\alpha/2, 52)} = 2,0084$, sehingga keputusan yang harus diambil adalah terima H_0 , karena $|t-hitung| < t-tabel$. Hal ini berarti bahwa parameter constant tidak signifikan keberadaannya di dalam model.

Kesimpulan: karena constant tidak signifikan keberadaannya di dalam model, maka model ARIMA (0,1,1) dengan constant tidak layak digunakan sebagai model dugaan. Untuk itu perlu dilakukan pengujian model ARIMA (0,1,1) tanpa memasukkan parameter constant.

Tabel 4.4 Estimasi model ARIMA (0,1,1) tanpa constant

Final Estimates of Parameters				
Type	Coef	StDev	T	
MA 1	-0.06746	0.0647	13.51	
Differencing: 1 regular difference				
Number of observations: Original series 55, after differencing 54				
Residuals: SE = 0.01122059 (backforecasts excluded)				
MS = 0.0260794 DF = 53				
Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic				
Lag	12	24	36	48
Chi-Square	9.1 (DF=11)	12.9 (DF=23)	24.2 (DF=35)	33.0 (DF=47)

Berdasarkan Tabel 4.4 tersebut dilakukan pengujian parameter model ARIMA (0,1,1), yaitu pengujian terhadap parameter MA(1). Hipotesa yang digunakan adalah:

$$H_0: \theta_1 = 0$$

$$H_1: \theta_1 \neq 0$$

Dari data diperoleh $|t\text{-hitung}| = 13.51$. Dengan menggunakan $\alpha = 5\%$, dari tabel t-student diperoleh $t_{\alpha/2, 53} = 2.0074$, sehingga keputusan yang harus diambil adalah tolak H_0 , karena $|t\text{-hitung}| > t\text{-tabel}$. Hal ini berarti bahwa parameter MA(1) signifikan keberadaannya di dalam model.

Untuk meyakinkan bahwa model ARIMA (0,1,1) layak maka perlu dilakukan pengujian terhadap residualnya, dalam hal ini dapat dilihat dari plot

ACF dan plot PACF residual yang tampak pada Lampiran D2. Pengujian untuk residual dapat dilakukan dengan hipotesa:

$$H_0: \rho_1(e) = \rho_2(e) = \dots = \rho_k(e) = 0$$

$$H_1: \text{minimal ada satu } \rho_i(e) \neq 0 \quad ; i = 1, 2, \dots, k$$

Dengan menggunakan statistik uji Box Pierce yang diperoleh $Q^*(11) = 9,1$ dan dibandingkan dengan tabel Chi-Square $\chi^2_{(5\%,11)} = 19,6751$ diperoleh suatu keputusan gagal menolak H_0 yang berarti residualnya bersifat *white noise*, karena $Q^*(11) < \chi^2_{(5\%,11)}$.

Karena residualnya sudah bersifat *white noise*, maka langkah selanjutnya adalah menguji distribusi normal dari residualnya melalui plot normal seperti pada Lampiran G1. Berikut ini hipotesa pengujian distribusi terhadap residual:

$$H_0: \text{Residual mengikuti distribusi normal}$$

$$H_1: \text{Residual tidak mengikuti distribusi normal}$$

Berdasarkan Lampiran G1, diperoleh nilai $D_{\text{hitung}} = 0,086$. Dengan menggunakan $\alpha = 5\%$ didapatkan $D_{\text{tabel}} = D_{0.95\%,54} = 0,1851$. Karena $D_{\text{hitung}} < D_{\text{tabel}}$ dapat disimpulkan gagal menolak H_0 yang berarti residual dari model ARIMA (0,1,1) mengikuti distribusi normal.

3. MODEL ARIMA (2,1,1)

Untuk model ARIMA (2,1,1) diperoleh output pada Lampiran A3. Hasil estimasi parameter dapat dilihat pada Tabel 4.5.

Tabel 4.5 Estimasi model ARIMA (2,1,1) dengan constant

Final Estimates of Parameters			
Type	Coef	StDev	T
AR 1	-0.2647	0.1961	-1.35
AR 2	-0.2061	0.1767	-1.17
MA 1	0.6901	0.1555	4.44
Constant	58.67	89.55	0.66

Differencing: 1 regular difference
Number of observations: Original series 55, after differencing 54
Residuals: SS = 224511163 (backforecasts excluded)
MS = 4490223 DF = 50

Dari perhitungan model pada Tabel 4.5 tersebut dilakukan pengujian terhadap parameter ARIMA (2,1,1), yaitu:

- Pengujian parameter constant

Hipotesa yang digunakan adalah:

$$H_0: \text{constant} = 0$$

$$H_1: \text{constant} \neq 0$$

Dari data diperoleh $|t\text{-hitung}| = 0,66$. Dengan menggunakan $\alpha = 5\%$, dari tabel t-student diperoleh $t_{(\alpha/2; 50)} = 2,0105$, sehingga keputusan yang harus diambil adalah terima H_0 , karena $|t\text{-hitung}| < t\text{-tabel}$. Hal ini berarti bahwa parameter contant tidak signifikan keberadaannya di dalam model.

Kesimpulan: karena constant tidak signifikan keberadaannya di dalam model, maka model ARIMA (2,1,1) dengan constant tidak layak digunakan sebagai model dugaan. Untuk itu perlu dilakukan pengujian model ARIMA (2,1,1) tanpa memasukkan parameter constant.

Tabel 4.6 Estimasi model ARIMA (2,1,1) tanpa constant

Final Estimates of Parameters			
Type	Coef	StDev	T
AR 1	-0.2848	0.1971	-1.45
AR 2	-0.2212	0.1759	-1.26
MA 1	0.6631	0.1607	4.13

Differencing: 1 regular difference
Number of observations: Original series 55, after differencing 54
Residuals: SS = 225995426 (backforecasts excluded)
MS = 4431283 DF = 51

Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic				
Lag	12	24	36	48
Chi-Square	7.7 (DF= 9)	12.2 (DF=21)	25.8 (DF=33)	33.9 (DF=45)

Dari perhitungan model tersebut dilakukan pengujian terhadap parameter ARIMA (2,1,1), yaitu:

- Pengujian parameter AR(1)

Hipotesa yang digunakan adalah:

$$H_0: \phi_1 = 0$$

$$H_1: \phi_1 \neq 0$$

Dari data diperoleh $|t\text{-hitung}| = 1,45$. Dengan menggunakan $\alpha = 5\%$, dari tabel t-student diperoleh $t_{(\alpha/2,51)} = 2,0095$ sehingga keputusan yang harus diambil adalah gagal menolak H_0 , karena $|t\text{-hitung}| < t\text{-tabel}$. Hal ini berarti bahwa parameter AR(1) tidak signifikan keberadaannya di dalam model.

- Pengujian parameter AR(2) dengan hipotesa:

$$H_0: \phi_2 = 0$$

$$H_1: \phi_2 \neq 0$$

Dari data diperoleh $|t\text{-hitung}| = 1,26$. Dengan menggunakan $\alpha = 5\%$, dari tabel t-student diperoleh $t_{(\alpha/2,51)} = 2,0095$, sehingga keputusan yang harus

diambil adalah gagal menolak H_0 , karena $|t\text{-hitung}| < t\text{-tabel}$. Hal ini berarti bahwa parameter AR(2) tidak signifikan keberadaannya di dalam model.

- Pengujian parameter MA(1) dengan hipotesa:

$$H_0 : \theta_1 = 0$$

$$H_1 : \theta_1 \neq 0$$

Dari data diperoleh $|t\text{-hitung}| = 4,13$. Dengan menggunakan $\alpha = 5\%$, dari tabel t-student diperoleh $t_{(0,025,51)} = 2,0095$ sehingga keputusan yang harus diambil adalah tolak H_0 , karena $|t\text{-hitung}| > t\text{-tabel}$. Hal ini berarti bahwa parameter MA(1) signifikan keberadaannya di dalam model.

Kesimpulan: karena AR(1) dan AR(2) tidak signifikan keberadaannya di dalam model, maka model ARIMA (2,1,1) tidak layak digunakan sebagai model dugaan.

Setelah didapatkan dua model dugaan tersebut diatas selanjutnya maka dilakukan perbandingan dan pemilihan model untuk mendapatkan model terbaik dengan melihat nilai MSE minimum (*in sample*) dan nilai kesalahan pemodelannya melalui nilai simpangan peramalan (*out sample*) yang disajikan pada Tabel 4.7 dan Tabel 4.8. dalam hal ini dapat dilihat dari plot *in sample* dan *out sample* yang tampak pada lampiran H1.

Tabel 4.7 Nilai MSE dari model

Produk	Model	MSE
CM	ARIMA (2,1,0)	5001375
	ARIMA (0,1,1)	4360794

Tabel 4.8 Rata-rata simpangan data CM

CM		ARIMA (2,1,0)		ARIMA (0,1,1)	
Periode	Aktual	Ramalan	Simpangan	Ramalan	Simpangan
56	5428	4825,4	11,18%	5505,06	1,42%
57	5188	5399,3	4,07%	5505,06	6,11%
58	5460	6000,7	9,90%	5505,06	0,83%
59	5821	5297,7	8,99%	5505,06	5,43%
60	5887	5551,5	5,70%	5505,06	6,49%
Rata-rata		7,95%		4,05%	

Berdasarkan Tabel 4.7 dan Tabel 4.8 didapatkan nilai MSE minimum pada ARIMA (0,1,1) dan nilai simpangan terkecil pada model ARIMA (0,1,1) yaitu sebesar 4,05% maka model yang sesuai adalah ARIMA (0,1,1) dengan persamaan sebagai berikut:

$$(1-B)Z_t = (1-\theta B)a_t$$

$$Z_t - Z_{t-1} = a_t - \theta a_{t-1}$$

$$Z_t = Z_{t-1} + a_t - \theta a_{t-1}$$

$$Z_t = Z_{t-1} + a_t = 0,8746a_{t-1}$$

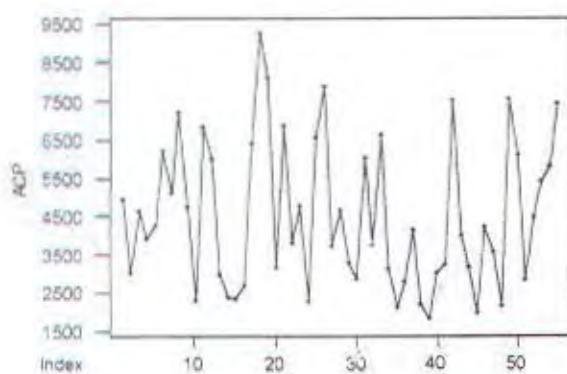
Dari persamaan model ARIMA (0,1,1) diatas dihasilkan ramalan selama 12 periode adalah sebagai berikut:

Tabel 4.9 Hasil peramalan permintaan CM

Forecasts from period 55	
Period	Forecast
56	5505,06
57	5505,06
58	5505,06
59	5505,06
60	5505,06
61	5505,06
62	5505,06
63	5505,06
64	5505,06
65	5505,06
66	5505,06
67	5505,06

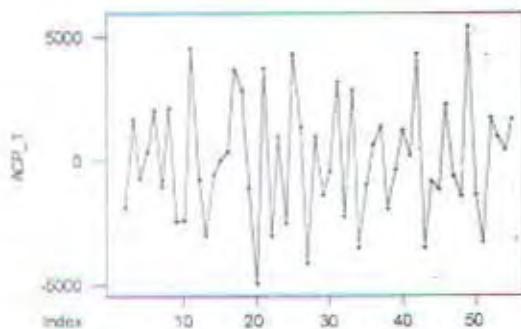
4.1.2 Analisis Time Series Data Permintaan ACP

Syarat dalam menyusun model time series adalah data harus stasioner dalam mean dan varian. Untuk melihat kestasioneran data dapat dilihat dari plot time series pada Gambar 4.5.



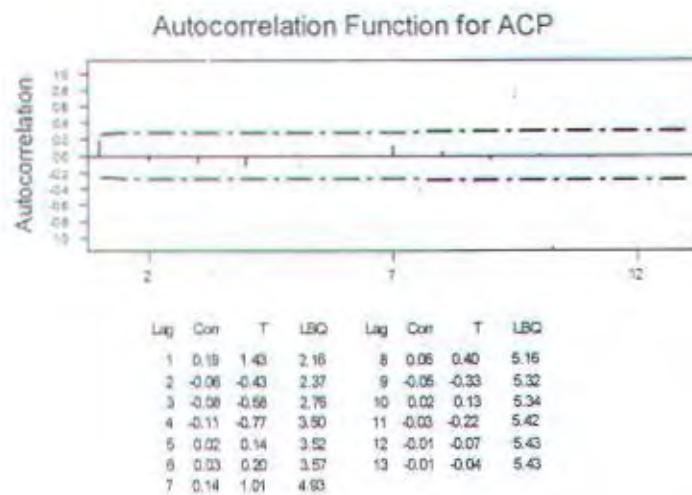
Gambar 4.5 Plot time series data permintaan ACP

Dari hasil plot di atas, terlihat data belum stasioner dalam mean, sehingga perlu ditransformasikan (differencing) orde satu, dan didapatkan plot sebagai berikut:

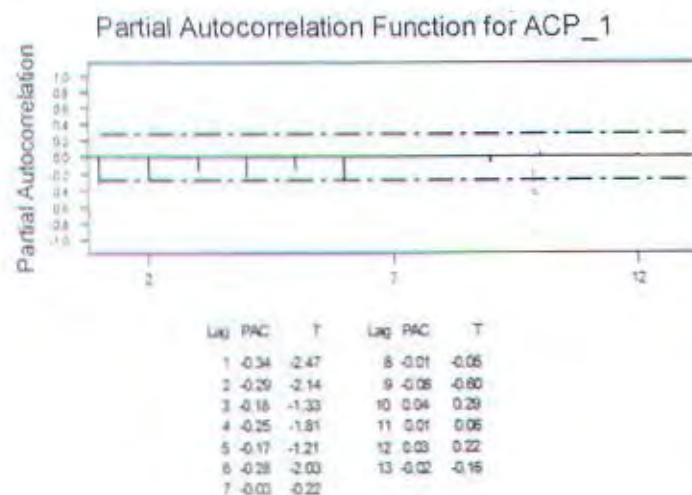


Gambar 4.6 Plot time series data ACP differencing satu lag

Setelah data mengalami transformasi, terlihat plot data sudah stasioner, maka identifikasi model dapat dilakukan. Taksiran model sementara dapat dilihat dari plot ACF dan plot PACF seperti pada Gambar 4.7 dan Gambar 4.8.



Gambar 4.7 Plot ACF data ACP setelah differencing satu lag



Gambar 4.8 Plot PACF data ACP setelah differencing satu lag

Dari plot ACF dan plot PACF diatas, ditaksir model yang layak adalah ARIMA (0,1,1), ARIMA (1,1,0) dan ARIMA (1,1,1). Setelah didapat model

sementara, maka langkah selanjutnya adalah pengujian masing-masing pendugaan model. Pendugaan model-model tersebut adalah sebagai berikut:

1. MODEL ARIMA (0,1,1)

Untuk model ARIMA (0,1,1) diperoleh output pada Lampiran B1. Hasil estimasi parameter dapat dilihat pada Tabel 4.10.

Tabel 4.10 Estimasi model ARIMA (0,1,1) dengan constant

Final Estimates of Parameters			
Type	Coef	StDev	T
MA 1	0.9666	0.0662	14.61
Constant	-7.21	21.67	-0.33
 Differencing: 1 regular difference			
Number of observations: Original series 55, after differencing 54			
Residuals: SS = 205534483 (backforecasts excluded)			
MS = 3952586 DF = 52			

Dari perhitungan model tersebut dilakukan pengujian parameter ARIMA (0,1,1), yaitu pengujian terhadap parameter constant dan MA(1). Hipotesa yang digunakan adalah:

- Pengujian parameter constant

Hipotesa yang digunakan adalah:

$$H_0 : \text{constant} = 0$$

$$H_1 : \text{constant} \neq 0$$

Dari data diperoleh $|t\text{-hitung}| = 0.33$. Dengan menggunakan $\alpha = 5\%$, dari tabel t-student diperoleh $t_{(\alpha/2, 52)} = 2.0084$, sehingga keputusan yang harus diambil adalah terima H_0 , karena $|t\text{-hitung}| < t\text{-tabel}$. Hal ini berarti bahwa parameter constant tidak signifikan keberadaannya di dalam model.

Kesimpulan: karena constant tidak signifikan keberadaannya di dalam model, maka model ARIMA (0,1,1) dengan constant tidak layak digunakan sebagai model dugaan. Untuk itu perlu dilakukan pengujian model ARIMA (0,1,1) tanpa memasukkan parameter constant.

Tabel 4.11 Estimasi model ARIMA (0,1,1) tanpa constant

Final Estimates of Parameters			
Type	Coef	StDev	T
MA 1	0.9688	0.0399	24.30
Differencing: 1 regular difference			
Number of observations: Original series 55, after differencing 54			
Residuals: SS = 205885884 (backforecasts excluded)			
MS = 3884639 DF = 53			
Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic			
Lag	12	24	36
Chi-Square	5.3(DF=11)	13.8(DF=23)	21.7(DF=35)
			33.7(DF=47)

Dari Tabel 4.11 dilakukan pengujian parameter ARIMA (0,1,1), yaitu pengujian terhadap parameter MA(1). Hipotesa yang digunakan adalah:

$$H_0 : \theta_1 = 0$$

$$H_1 : \theta_1 \neq 0$$

Dari data diperoleh $|t\text{-hitung}| = 24,30$. Dengan menggunakan $\alpha = 5\%$, dari tabel t-student diperoleh $t_{(\alpha/2;53)} = 2,0074$, sehingga keputusan yang harus diambil adalah tolak H_0 , karena $|t\text{-hitung}| > t\text{-tabel}$. Hal ini berarti bahwa parameter MA(1) signifikan keberadaannya di dalam model.

Untuk meyakinkan bahwa model ARIMA (0,1,1) layak maka perlu dilakukan pengujian terhadap residualnya, dalam hal ini dapat dilihat dari plot ACF dan plot PACF residual yang tampak pada Lampiran E1.

Pengujian untuk residual dapat dilakukan dengan hipotesa:

$$H_0 : \rho_1(e) = \rho_2(e) = \dots = \rho_k(e) = 0$$

$$H_1 : \text{minimal ada satu } \rho_i(e) \neq 0 ; i = 1, 2, \dots, k$$

Dengan menggunakan statistik uji Box Pierce yang diperoleh $Q^*(11) = 5,3$ dan dibandingkan dengan tabel Chi-Square $\chi^2_{(5\%,11)} = 19,6751$ diperoleh suatu keputusan gagal menolak H_0 yang berarti residualnya bersifat *white noise*, karena $Q^*(11) < \chi^2_{(5\%,11)}$.

Karena residualnya sudah bersifat *white noise*, maka langkah selanjutnya adalah menguji distribusi normal dari residualnya melalui plot normal seperti pada Lampiran G2. Berikut ini hipotesa pengujian distribusi terhadap residual:

$$H_0 : \text{Residual mengikuti distribusi normal}$$

$$H_1 : \text{Residual tidak mengikuti distribusi normal}$$

Berdasarkan Lampiran G2, diperoleh nilai $D_{\text{hitung}} = 0,119$. Dengan menggunakan $\alpha = 5\%$ didapatkan $D_{\text{tabel}} = D_{(95\%,54)} = 0,1851$. Karena $D_{\text{hitung}} < D_{\text{tabel}}$ dapat disimpulkan gagal menolak H_0 yang berarti residual dari model ARIMA (0,1,1) mengikuti distribusi normal.

2. MODEL ARIMA (1,1,0)

Untuk model ARIMA (1,1,0) diperoleh output pada Lampiran B2. Hasil estimasi parameter dapat dilihat pada Tabel 4.12.

Tabel 4.12 Estimasi model ARIMA (1,1,0) dengan constant

Final Estimates of Parameters			
Type	Coeff	StDev	T
AR 1	-0.3433	0.1307	-2.63
Constant	65.7	314.5	0.21
<i>Differencing: 1 regular difference</i>			
<i>Number of observations: Original series 55, after differencing 54</i>			
<i>Residuals: SS = 277644927 (backforecasts excluded)</i>			
<i>MS = 5339326 DF = 52</i>			

Dari perhitungan model tersebut dilakukan pengujian terhadap parameter ARIMA (1,1,0), yaitu pengujian terhadap parameter constant dan AR(1) dengan hipotesa:

- Pengujian parameter constant

Hipotesa yang digunakan adalah:

$$H_0 : \text{constant} = 0$$

$$H_1 : \text{constant} \neq 0$$

Dari data diperoleh $|t\text{-hitung}| = 0.21$. Dengan menggunakan $\alpha = 5\%$, dari tabel t-student diperoleh $t_{(\alpha/2, 52)} = 2.0084$, sehingga keputusan yang harus diambil adalah terima H_0 , karena $|t\text{-hitung}| < t\text{-tabel}$. Hal ini berarti bahwa parameter constant tidak signifikan keberadaannya di dalam model.

Kesimpulan: karena constant tidak signifikan keberadaannya di dalam model, maka model ARIMA (0,1,1) dengan constant tidak layak digunakan sebagai model dugaan. Untuk itu perlu dilakukan pengujian model ARIMA (0,1,1) tanpa memasukkan parameter constant.

Tabel 4.13 Estimasi model ARIMA (1,1,0) tanpa constant

Final Estimates of Parameters			
Type	Coef	StDev	T
AR 1	-0.3427	0.1296	-2.64
Differencing: 1 regular difference			
Number of observations: Original series 55, after differencing 54			
Residuals: SS = 277896744 (backforecasts excluded)			
MS = 5243335 DF = 53			
Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic			
Lag	12	24	36
Chi-Square	10.1 (DF=11)	14.3 (DF=23)	26.2 (DF=35)
			38.1 (DF=47)

Dari Tabel 4.13 tersebut dilakukan pengujian terhadap parameter ARIMA (1,1,0), yaitu pengujian terhadap parameter AR(1) dengan hipotesa:

$$H_0 : \phi_1 = 0$$

$$H_1 : \phi_1 \neq 0$$

Dari data diperoleh $|t\text{-hitung}| = 2,64$. Dengan menggunakan $\alpha = 5\%$, dari tabel t-student diperoleh $t_{(0.025, 53)} = 2,0074$, sehingga keputusan yang harus diambil adalah tolak H_0 , karena $|t\text{-hitung}| > t\text{-tabel}$. Hal ini berarti bahwa parameter AR(1) signifikan keberadaannya di dalam model.

Untuk meyakinkan bahwa model ARIMA (1,1,0) layak maka perlu dilakukan pengujian terhadap residualnya, dalam hal ini dapat dilihat dari plot ACF dan plot PACF residual yang tampak pada Lampiran E2.

Pengujian untuk residual dapat dilakukan dengan hipotesa:

$$H_0 : \rho_1(e) = \rho_2(e) = \dots = \rho_k(e) = 0$$

$$H_1 : \text{minimal ada satu } \rho_i(e) \neq 0 ; i = 1, 2, \dots, k$$

Dengan menggunakan statistik uji Box Pierce yang diperoleh $Q^*(11) = 10,1$ dan dibandingkan dengan tabel Chi-Square $\chi^2_{(5\%, 11)} = 19,6751$ diperoleh suatu

keputusan gagal menolak H_0 yang berarti residualnya bersifat *white noise*, karena

$$Q^*(11) < \chi^2_{(5\%, 11)}$$

Karena residualnya sudah bersifat *white noise*, maka langkah selanjutnya adalah menguji distribusi normal dari residualnya melalui plot normal seperti pada Lampiran G2. Berikut ini hipotesa pengujian distribusi terhadap residual:

H_0 : Residual mengikuti distribusi normal

H_1 : Residual tidak mengikuti distribusi normal

Berdasarkan Lampiran G2, diperoleh nilai $D_{hitung} = 0,065$. Dengan menggunakan $\alpha = 5\%$ didapatkan $D_{tabel} = D_{(95\%, 54)} = 0,1851$. Karena $D_{hitung} < D_{tabel}$ dapat disimpulkan gagal menolak H_0 yang berarti residual dari model ARIMA (1,1,0) mengikuti distribusi normal.

3. MODEL ARIMA (1,1,1)

Tabel 4.14 Estimasi model ARIMA (1,1,1) dengan constant

Final Estimates of Parameters			
Type	Coef	StDev	T
AR 1	0.2146	0.1482	1.45
MA 1	0.9773	0.0675	14.48
Constant	-2.10	16.74	-0.13

Differencing: 1 regular difference
Number of observations: Original series 55, after differencing 54
Residuals: SS = 196929716 (backforecasts excluded) MS = 3861367 DF = 51

Untuk model ARIMA (1,1,1) diperoleh output pada Lampiran B3. Hasil estimasi parameter dapat dilihat pada Tabel 4.14. Dari perhitungan model tersebut dilakukan pengujian terhadap parameter ARIMA (1,1,1), yaitu pengujian terhadap:

- Pengujian parameter constant

Hipotesa yang digunakan adalah:

$$H_0 : \text{constant} = 0$$

$$H_1 : \text{constant} \neq 0$$

Dari data diperoleh $|t\text{-hitung}| = 0,13$. Dengan menggunakan $\alpha = 5\%$, dari tabel t-student diperoleh $t_{(\alpha/2;51)} = 2,0095$, sehingga keputusan yang harus diambil adalah terima H_0 , karena $|t\text{-hitung}| < t\text{-tabel}$. Hal ini berarti bahwa parameter constant tidak signifikan keberadaannya di dalam model.

Kesimpulan: karena constant tidak signifikan keberadaannya di dalam model, maka model ARIMA (1,1,1) dengan constant tidak layak digunakan sebagai model dugaan. Untuk itu perlu dilakukan pengujian model ARIMA (1,1,1) tanpa memasukkan parameter constant.

Tabel 4.15 Estimasi model ARIMA (1,1,1) tanpa constant

Final Estimates of Parameters			
Type	Coeff	StDev	T
AR 1	0.2196	0.1455	1.51
MA 1	0.9793	0.0431	22.72
 Differencing: 1 regular difference			
Number of observations: Original series 55, after differencing 54			
Residuals: SS = 196942001 (backforecasts excluded)			
MS = 3787346 DF = 52			
 Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic			
lag	12	24	36
Chi-Square	3.4 (DF=10)	8.5 (DF=22)	16.0 (DF=34)
			27.7 (DF=46)

Dari Tabel 4.15 tersebut dilakukan pengujian terhadap parameter ARIMA (1,1,1), yaitu pengujian terhadap parameter AR(1) dan MA(1).

- Parameter AR(1)

Hipotesa yang digunakan adalah:

$$H_0 : \phi_1 = 0$$

$$H_1 : \phi_1 \neq 0$$

Dari data diperoleh $|t\text{-hitung}| = 1,51$. Dengan menggunakan $\alpha = 5\%$, dari tabel t-student diperoleh $t_{(\alpha/2, 52)} = 2,0084$, sehingga keputusan yang harus diambil adalah gagal menolak H_0 , karena $|t\text{-hitung}| < t\text{-tabel}$. Hal ini berarti bahwa parameter AR(1) tidak signifikan keberadaannya di dalam model.

- Pengujian parameter MA(1)

Hipotesa yang digunakan adalah:

$$H_0 : \theta_1 = 0$$

$$H_1 : \theta_1 \neq 0$$

Dari data diperoleh $|t\text{-hitung}| = 22,72$. Dengan menggunakan $\alpha = 5\%$, dari tabel t-student diperoleh $t_{(\alpha/2, 52)} = 2,0084$, sehingga keputusan yang harus diambil adalah tolak H_0 , karena $|t\text{-hitung}| > t\text{-tabel}$. Hal ini berarti bahwa parameter MA(1) signifikan keberadaannya di dalam model.

Kesimpulan: karena AR(1) tidak signifikan keberadaannya di dalam model, maka model ARIMA (1,1,1) tidak layak digunakan sebagai model dugaan.

Setelah didapatkan dua model dugaan tersebut di atas maka selanjutnya dilakukan perbandingan dan pemilihan model untuk mendapatkan model terbaik dengan melihat nilai MSE minimum (*in sample*) dan nilai kesalahan

pemodelannya melalui nilai simpangan peramalan (*out sample*) yang disajikan pada Tabel 4.16 dan Tabel 4.17. dalam hal ini dapat dilihat dari plot in sample dan out sample yang tampak pada lampiran H2.

Tabel 4.16 Nilai MSE dari model

Produk	Model	MSE
ACP	ARIMA (0,1,1)	3884039
	ARIMA (1,1,0)	5243335

Tabel 4.17 Rata-rata simpangan data ACP

Period	ARIMA(0,1,1)		ARIMA(1,1,0)		Rata-rata
	Aktual	Ramalan	Simpangan	Ramalan	
56	5054	4534,22	10,28%	6903,9	36,60%
57	5662	4534,22	19,92%	7093,8	25,29%
58	5255	4534,22	13,72%	7028,7	33,75%
59	5776	4534,22	21,50%	7051	22,07%
60	5045	4534,22	10,12%	7043,4	39,61%
		15,11%		31,47%	

Berdasarkan Tabel 4.16 dan Tabel 4.17 didapatkan nilai MSE minimum pada model ARIMA (0,1,1) dan nilai simpangan terkecil pada model ARIMA (0,1,1) yaitu sebesar 15,11%, maka model yang sesuai adalah ARIMA (0,1,1) dengan persamaan sebagai berikut:

$$(1-B)Z_t = (1-\theta B)a_t$$

$$Z_t - Z_{t-1} = a_t - \theta a_{t-1}$$

$$Z_t = Z_{t-1} + a_t - \theta a_{t-1}$$

$$Z_t = Z_{t-1} + a_t - 0,9688a_{t-1}$$

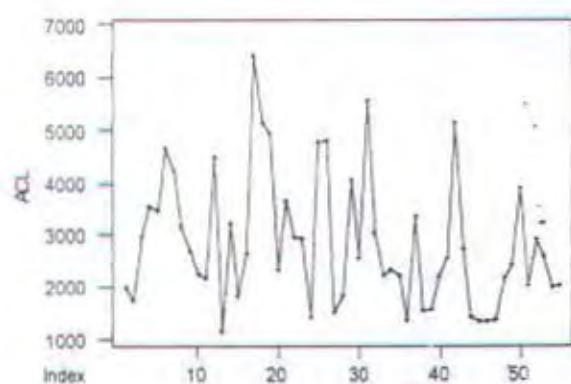
Dari persamaan model ARIMA (0,1,1) diatas dihasilkan ramalan selama 12 periode adalah sebagai berikut:

Tabel 4.18 Hasil peramalan permintaan ACP

Forecasts from period 55	
Period	Forecast
56	4534.22
57	4534.22
58	4534.22
59	4534.22
60	4534.22
61	4534.22
62	4534.22
63	4534.22
64	4534.22
65	4534.22
66	4534.22
67	4534.22

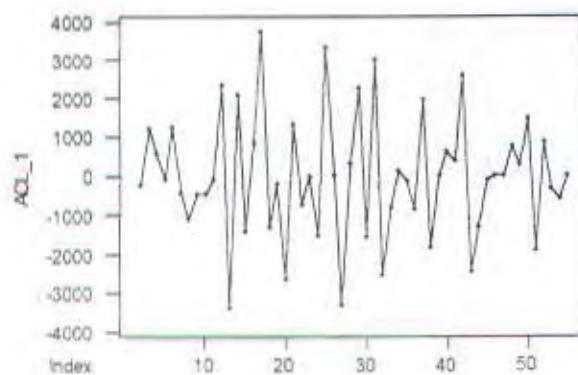
4.1.3 Analisis Time Series Data Permintaan ACL

Syarat dalam menyusun model time series adalah data harus stasioner dalam mean dan varian. Untuk melihat kestasioneran data dapat dilihat dari plot data terhadap waktu. Berikut ini adalah hasil plot time series untuk data permintaan ACL.

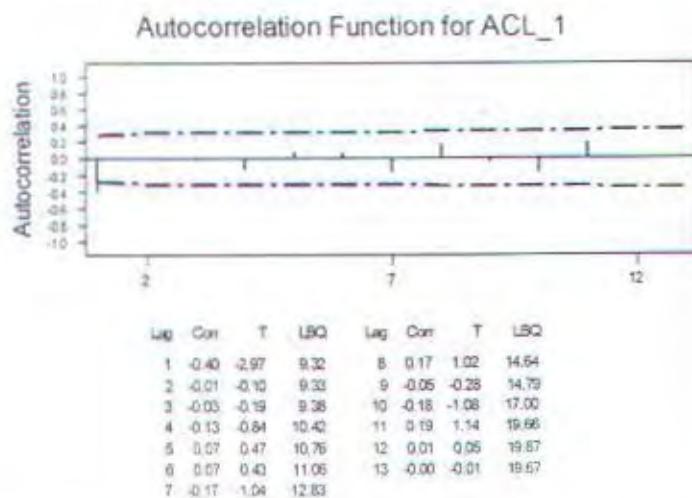


Gambar 4.9 Plot time series data permintaan ACL

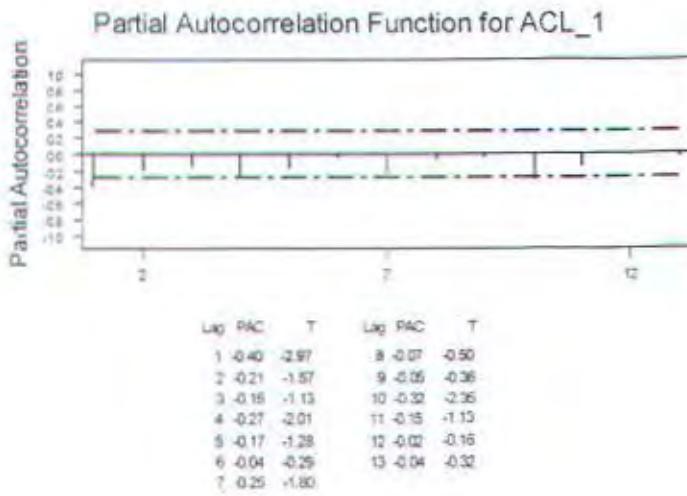
Dari hasil plot time series diatas terlihat data belum stasioner dalam mean, sehingga perlu dilakukan transformasi (differencing) orde satu, dan didapatkan plot seperti pada Gambar 4.10. Setelah data ditransformasikan, terlihat plot time series data sudah stasioner, maka tahap identifikasi model sementara dapat dilakukan. Taksiran model sementara dapat dilihat dari plot ACF dan plot PACF seperti pada Gambar 4.11 dan Gambar 4.12.



Gambar 4.10 Plot time series data ACL differencing satu lag



Gambar 4.11 Plot ACF data ACL setelah differencing satu lag



Gambar 4.12 Plot PACF data ACL setelah differencing satu lag

Dari plot ACF dan plot PACF diatas, ditaksir model yang layak adalah ARIMA (0,1,1), ARIMA (1,1,0) dan ARIMA (1,1,1). Setelah didapat model sementara, maka langkah selanjutnya adalah pengujian masing-masing pendugaan model. Pendugaan model-model tersebut adalah sebagai berikut:

I. MODEL ARIMA (0,1,1)

Untuk model ARIMA (0,1,1) diperoleh output pada Lampiran C1. Hasil estimasi parameter dapat dilihat pada Tabel 4.19.

Tabel 4.19 Estimasi model ARIMA (0,1,1) dengan constant

Final Estimates of Parameters			
Type	Coef	StDev	T
MA 1	0.9847	0.0716	13.75
Constant	-23.69	10.17	-2.33
Differencing: 1 regular difference			
Number of observations: Original series 55, after differencing 54			
Residuals: SS = 80302047 (backforecasts excluded)			
MS = 1544270 DF = 52			
Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic			
Lag	12	24	36
Chi-Square	12.6 (DF=11)	24.8 (DF=23)	44.5 (DF=35)
			48
			51.1 (DF=47)

Dari perhitungan model tersebut dilakukan pengujian parameter ARIMA (0,1,1), yaitu pengujian terhadap parameter constant dan MA(1). Hipotesa yang digunakan adalah:

- Pengujian parameter constant

$$H_0: \text{constant} = 0$$

$$H_1: \text{constant} \neq 0$$

Dari data diperoleh $|t\text{-hitung}| = 2,33$. Dengan menggunakan $\alpha = 5\%$, dari tabel t-student diperoleh $t_{(\alpha/2;52)} = 2,0084$, sehingga keputusan yang harus diambil adalah tolak H_0 , karena $|t\text{-hitung}| > t\text{-tabel}$. Hal ini berarti bahwa parameter constant signifikan keberadaannya di dalam model.

- Pengujian parameter MA(1)

$$H_0: \theta_1 = 0$$

$$H_1: \theta_1 \neq 0$$

Dari data diperoleh $|t\text{-hitung}| = 13,75$. Dengan menggunakan $\alpha = 5\%$, dari tabel t-student diperoleh $t_{(\alpha/2;52)} = 2,0084$, sehingga keputusan yang harus diambil adalah tolak H_0 , karena $|t\text{-hitung}| > t\text{-tabel}$. Hal ini berarti bahwa parameter MA(1) signifikan keberadaannya di dalam model.

Untuk meyakinkan bahwa model ARIMA (0,1,1) layak maka perlu dilakukan pengujian terhadap residualnya, dalam hal ini dapat dilihat dari plot ACF dan plot PACF residual yang tampak pada Lampiran F1. Pengujian untuk residual dapat dilakukan dengan hipotesa:

$$H_0: \rho_1(e) = \rho_2(e) = \dots = \rho_k(e) = 0$$

$$H_1: \text{minimal ada satu } \rho_i(e) \neq 0 ; i = 1, 2, \dots, k$$

Dengan menggunakan statistik uji Box Pierce yang diperoleh $Q^*(11) = 12,6$ dan dibandingkan dengan tabel Chi-Square $\chi^2_{(5\%,11)} = 19,6751$ diperoleh suatu keputusan gagal menolak H_0 yang berarti residualnya bersifat *white noise*, karena $Q^*(11) < \chi^2_{(5\%,11)}$.

Karena residualnya sudah bersifat *white noise*, maka langkah selanjutnya adalah menguji distribusi normal dari residualnya melalui plot normal seperti pada Lampiran G3. Berikut ini hipotesa pengujian distribusi terhadap residual:

H_0 : Residual mengikuti distribusi normal

H_1 : Residual tidak mengikuti distribusi normal

Berdasarkan Lampiran G3 akan didapatkan nilai $D_{hitung} = 0,116$. Dengan menggunakan $\alpha = 5\%$ maka diperoleh $D_{(95\%,54)} = 0,1851$. Karena $D_{hitung} < D_{tabel}$ dapat disimpulkan gagal menolak H_0 yang berarti residual dari model ARIMA (0,1,1) mengikuti distribusi normal.

2. MODEL ARIMA (1,1,0)

Tabel 4.20 Estimasi model ARIMA (1,1,0) dengan constant

Final Estimates of Parameters			
Type	Coef	StDev	T
AR 1	0.1781	0.1451	1.23
MA 1	0.9940	0.0804	12.37
Constant	-22.313	4.972	-4.49

Differencing: 1 regular difference
Number of observations: Original series 55, after differencing 54
Residuals: SS = 77804836 (backforecasts excluded)
MS = 1525585 DF = 51
Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic
Lag 12 24 36 48
Chi-Square 10.4 (DF=10) 20.7 (DF=22) 38.2 (DF=34) 43.1 (DF=46)

Untuk model ARIMA (1,1,0) diperoleh output pada Lampiran C2. Hasil estimasi parameter dapat dilihat pada Tabel 4.18. Dari perhitungan model tersebut dilakukan pengujian terhadap parameter ARIMA (1,1,0), yaitu pengujian terhadap parameter constant dan AR(1) dengan hipotesa:

- Pengujian parameter constant

$$H_0 : \text{constant} = 0$$

$$H_1 : \text{constant} \neq 0$$

Dari data diperoleh $|t\text{-hitung}| = 0,01$. Dengan menggunakan $\alpha = 5\%$, dari tabel t-student diperoleh $t_{(\alpha/2;52)} = 2,0095$, sehingga keputusan yang harus diambil adalah terima H_0 , karena $|t\text{-hitung}| < t\text{-tabel}$. Hal ini berarti bahwa parameter contant tidak signifikan keberadaannya di dalam model.

Kesimpulan: karena constant tidak signifikan keberadaannya di dalam model, maka model ARIMA (1,1,0) dengan constant tidak layak digunakan sebagai model dugaan. Untuk itu perlu dilakukan pengujian model ARIMA (1,1,0) tanpa memasukkan parameter constant.

Tabel 4.21 Estimasi model ARIMA (1,1,0) tanpa constant

Final Estimates of Parameters			
Type	Coef	StDev	T
AR 1	-0.4042	0.1256	-3.22
Differencing: 1 regular difference			
Number of observations: Original series 55, after differencing 54			
Residuals: SS = 111991258 (backforecasts excluded)			
MS = 2113043 DF = 53			
Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic			
Lag	12	24	36
Chi-Square	14.0 (DF=11)	24.2 (DF=23)	36.8 (DF=35)
			48
			40.0 (DF=47)

Berdasarkan Tabel 4.21 dilakukan pengujian terhadap parameter ARIMA (1,1,0), yaitu pengujian terhadap parameter AR(1) dengan hipotesa:

$$H_0 : \phi_1 = 0$$

$$H_1 : \phi_1 \neq 0$$

Dari data diperoleh $|t\text{-hitung}| = 3,22$. Dengan menggunakan $\alpha = 5\%$, dari tabel t-student diperoleh $t_{(\alpha/2;5)} = 2,0074$, sehingga keputusan yang harus diambil adalah tolak H_0 , karena $|t\text{-hitung}| > t\text{-tabel}$. Hal ini berarti bahwa parameter AR(1) signifikan keberadaannya di dalam model.

Untuk meyakinkan bahwa model ARIMA (1,1,0) layak maka perlu dilakukan pengujian terhadap residualnya. Pengujian untuk residual dapat dilakukan dengan hipotesa:

$$H_0 : \rho_1(e) = \rho_2(e) = \dots = \rho_k(e) = 0$$

$$H_1 : \text{minimal ada satu } \rho_i(e) \neq 0 ; i = 1, 2, \dots, k$$

Dengan menggunakan statistik uji Box Pierce yang diperoleh $Q^*(11) = 14$ dan dibandingkan dengan tabel Chi-Square $\chi^2_{(5\%, 11)} = 19,6751$ diperoleh suatu keputusan gagal menolak H_0 yang berarti residualnya bersifat *white noise*, karena $Q^*(11) < \chi^2_{(5\%, 11)}$.

Karena residualnya sudah bersifat *white noise*, maka langkah selanjutnya adalah menguji distribusi normal dari residualnya melalui plot normal seperti pada Lampiran G3. Berikut ini hipotesa pengujian distribusi terhadap residual:

$$H_0 : \text{Residual mengikuti distribusi normal}$$

$$H_1 : \text{Residual tidak mengikuti distribusi normal}$$

Berdasarkan Lampiran G3, diperoleh nilai $D_{hitung} = 0,112$. Dengan menggunakan $\alpha = 5\%$ didapatkan $D_{tabel} = D_{(95\%,54)} = 0,1851$. Karena $D_{hitung} < D_{tabel}$ dapat disimpulkan gagal menolak H_0 yang berarti residual dari model ARIMA (1,1,0) mengikuti distribusi normal.

3 MODEL ARIMA (1,1,1)

Untuk model ARIMA (1,1,1) diperoleh output pada Lampiran C3. Hasil estimasi parameter dapat dilihat pada Tabel 4.22.

Tabel 4.22 Estimasi model ARIMA (1,1,1) dengan constant

Final Estimates of Parameters			
Type	Coef	StDev	T
AR 1	0.1781	0.1451	1.23
MA 1	0.9940	0.0804	12.37
Constant	-22.313	4.972	-4.49

Differencing: 1 regular difference
Number of observations: Original series 55, after differencing 54
Residuals: SS = 77804836 (backforecasts excluded)
MS = 1525585 DF = 51

Modified Box-Pierce (Ljung-Box) Chi-Square statistic				
Lag	12	24	36	48
Chi-Square	10.4 (DF=10)	20.7 (DF=22)	38.2 (DF=34)	43.1 (DF=46)

Dari perhitungan model tersebut dilakukan pengujian terhadap parameter ARIMA (1,1,1), yaitu pengujian terhadap parameter constan, AR(1) dan MA(1).

- Pengujian parameter constant

$$H_0: \text{constant} = 0$$

$$H_1: \text{constant} \neq 0$$

Dari data diperoleh $|t_{hitung}| = 4,49$. Dengan menggunakan $\alpha = 5\%$, dari tabel t-student diperoleh $t_{(0,25)} = 2,0095$, sehingga keputusan yang harus

diambil adalah tolak H_0 , karena $|t\text{-hitung}| > t\text{-tabel}$. Hal ini berarti bahwa parameter contant signifikan keberadaannya di dalam model.

- Parameter AR(1)

Hipotesa yang digunakan adalah:

$$H_0 : \phi_1 = 0$$

$$H_1 : \phi_1 \neq 0$$

Dari data diperoleh $|t\text{-hitung}| = 1,23$. Dengan menggunakan $\alpha = 5\%$, dari tabel t-student diperoleh $t_{(\alpha/2,5)} = 2,0095$, sehingga keputusan yang harus diambil adalah gagal menolak H_0 , karena $|t\text{-hitung}| < t\text{-tabel}$. Hal ini berarti bahwa parameter AR(1) tidak signifikan keberadaannya di dalam model.

- Pengujian parameter MA(1)

Hipotesa yang digunakan adalah:

$$H_0 : \theta_1 = 0$$

$$H_1 : \theta_1 \neq 0$$

Dari data diperoleh $|t\text{-hitung}| = 12,37$. Dengan menggunakan $\alpha = 5\%$, dari tabel t-student diperoleh $t_{(\alpha/2,5)} = 2,0095$, sehingga keputusan yang harus diambil adalah tolak H_0 , karena $|t\text{-hitung}| > t\text{-tabel}$. Hal ini berarti bahwa parameter MA(1) signifikan keberadaannya di dalam model.

Kesimpulan: karena AR(1) tidak signifikan keberadaannya di dalam model, maka model ARIMA (1,1,1) tidak layak digunakan sebagai model dugaan.

Setelah didapatkan dua model dugaan tersebut di atas maka selanjutnya dilakukan perbandingan dan pemilihan model untuk mendapatkan model terbaik

dengan nilai MSE minimum (*in sample*) dan nilai kesalahan pemodelannya melalui nilai simpangan peramalan (*out sample*) yang disajikan pada Tabel 4.23 dan Tabel 4.24, dalam hal ini dapat dilihat dari plot *in sample* dan *out sample* yang tampak pada lampiran H3.

Tabel 4.23 Nilai MSE model

Produk	Model	MSE
ACL	ARIMA (0,1,1)	1544270
	ARIMA (1,1,0)	2113043

Tabel 4.24 Rata-rata simpangan data ACL

ACL		ARIMA (1,1,0)		ARIMA (0,1,1)	
Periode	Aktual	Ramalan	Simpangan	Ramalan	Simpangan
56	2184	2003,47	8,27%	2141,05	1,97%
57	2024	2008,53	0,76%	2117,36	4,61%
58	2254	2006,49	10,98%	2093,67	7,11%
59	2286	2007,31	12,19%	2069,98	9,45%
60	2386	2006,98	15,89%	2046,3	14,24%
Rata-rata			9,62%		7,48%

Berdasarkan Tabel 4.23 dan Tabel 4.24 didapatkan nilai MSE minimum pada model ARIMA (0,1,1) dan nilai simpangan terkecil pada model ARIMA (0,1,1) yaitu sebesar 7,48%, maka model yang sesuai adalah ARIMA (0,1,1) dengan persamaan sebagai berikut:

$$(1-\theta)Z_t = (1-\theta\beta)a_t,$$

$$Z_t - Z_{t-1} = \beta_t - \theta a_{t-1}$$

$$Z_t = Z_{t-1} + \beta_t - \theta a_{t-1}$$

$$Z_t = -23,69 + Z_{t-1} + \beta_t + 0,9847a_{t-1}$$

Dari persamaan model ARIMA (0,1,1) diatas dihasilkan ramalan selama 12 periode adalah sebagai berikut:

Tabel 4.25 Hasil peramalan permintaan ACL

Forecasts from period 55	
Period	Forecast
56	2141.05
57	2117.36
58	2093.67
59	2069.98
60	2046.30
61	2022.61
62	1998.92
63	1975.23
64	1951.54
65	1927.86
66	1904.17
67	1880.48

4.2 Analisis Kebutuhan Bahan

4.2.1 Analisis Kebutuhan Bahan Bersih Untuk Setiap Produk

Untuk menganalisis kebutuhan bahan berdasarkan struktur produk pada Tabel 3.3, pertama kali yang harus dilakukan adalah menentukan kebutuhan bersih dari produk akhir yang diproduksi. Kebutuhan bersih untuk produk CM dapat dilihat pada Tabel 4.23, produk ACP dapat dilihat pada Tabel 4.24 dan produk ACL dapat dilihat pada Tabel 4.25.

Tabel 4.23 Jadwal kebutuhan bersih produk CM

CM	periode					
	Jun-00	Jul-00	Agust-00	Sep-00	Okt-00	Nop-00
Keb. Kotor	5506	5506	5506	5506	5506	5506
Pers.di gu- dang (120)	0	0	0	0	0	0
Keb. Bersih	5356	5506	5506	5506	5506	5506
periode						
	Des-00	Jan-01	Feb-01	Mar-01	Apr-01	Mei-01
Keb. Kotor	5506	5506	5506	5506	5506	5506
Pers.di gu- dang	0	0	0	0	0	0
Keb. Bersih	5506	5506	5506	5506	5506	5506

Keterangan: * dalam satuan buah cincin

Pada Tabel 4.23 nilai kebutuhan bersih bulan Juni 2000 didapatkan dari selisih kebutuhan kotor bulan Juni dengan persediaan di gudang bulan Mei 2000, yakni $5506 - 120 = 5386$. Adapun kebutuhan bersih bulan Juli 2000 didapatkan dari selisih kebutuhan kotor bulan Juli dengan persediaan di gudang bulan Juni 2000, yakni $5506 - 0 = 5506$. Demikian pula perhitungan untuk bulan-bulan selanjutnya.

Nilai kebutuhan bersih untuk produk ACP (Tabel 4.24) pada bulan Juni 2000 didapatkan dari selisih kebutuhan kotor bulan Juni dengan persediaan di gudang bulan Mei 2000, yakni $4535 - 85 = 4450$. Sedangkan kebutuhan bersih bulan Juli 2000 didapatkan dari selisih kebutuhan kotor bulan Juli dengan persediaan di gudang bulan Juni 2000, yakni $4535 - 0 = 4535$, dan seterusnya.

Tabel 4.24 Jadwal kebutuhan bersih produk ACP

ACP	periode					
	Jun-00	Jul-00	Agust-00	Sep-00	Okt-00	Nop-00
Keb. Kotor	4535	4535	4535	4535	4535	4535
Persediaan gudang (85)	0	0	0	0	0	0
Keb. Bersih	4450	4535	4535	4535	4535	4535
periode						
	Des-00	Jan-01	Feb-01	Mar-01	Apr-01	Mei-01
Keb. Kotor	4535	4535	4535	4535	4535	4535
Persediaan gudang	0	0	0	0	0	0
Keb. Bersih	4535	4535	4535	4535	4535	4535

Keterangan: * dalam satuan buah cincin

Pada Tabel 4.25 nilai kebutuhan bersih produk ACL bulan Juni 2000 didapatkan dari selisih kebutuhan kotor bulan Juni dengan persediaan di gudang bulan Mei 2000, yakni $2142 - 96 = 2046$. Kebutuhan bersih bulan Juli 2000 didapatkan dari selisih kebutuhan kotor bulan Juli dengan persediaan di gudang

bulan Juni 2000, yakni $2118 - 0 = 2118$. Untuk bulan-bulan selanjutnya dilakukan perhitungan dengan cara yang sama.

Tabel 4.25 Jadwal kebutuhan bersih produk ACL

ACL	periode					
	Jun-00	Jul-00	Agust-00	Sep-00	Okt-00	Nop-00
Keb. Kotor	2142	2118	2094	2070	2047	2023
Pers.digudang (96)	0	0	0	0	0	0
Keb. Bersih	2046	2118	2094	2070	2047	2023
periode						
	Des-00	Jan-01	Feb-01	Mar-01	Apr-01	Mei-01
Keb. Kotor	1999	1976	1952	1928	1905	1881
Pers.digudang	0	0	0	0	0	0
Keb. Bersih	1999	1976	1952	1928	1905	1881

Keterangan: * dalam satuan buah cincin

4.2.2. Analisis Kebutuhan Total Masing-masing Bahan Baku

Langkah selanjutnya adalah menentukan jumlah kebutuhan masing-masing bahan baku yang harus disediakan untuk memenuhi rencana produksi dari produk akhir.

Tabel 4.26 Kebutuhan total bahan baku emas

Periode	Jun-00	Jul-00	Agust-00	Sep-00	Okt-00	Nop-00
CM	2693	2753	2753	2753	2753	2753
ACP	2267,5	2267,5	2267,5	2267,5	2267,5	2267,5
ACL	1023	1059	1047	1035	1023,5	1011,5
Total	5993,5	6079,5	6067,5	6055,5	6044	6032
periode	Des-00	Jan-01	Feb-01	Mar-01	Apr-01	Mei-01
CM	2753	2753	2753	2753	2753	2753
ACP	2267,5	2267,5	2267,5	2267,5	2267,5	2267,5
ACL	999,5	988	976	964	952,5	940,5
Total	6020	6008,5	5996,5	5984,5	5973	5961

Keterangan: * dalam satuan gram

Hasil kebutuhan total bahan baku emas (Tabel 4.26) diperoleh dari kebutuhan bersih dikali dengan berat emas yang sesuai pada struktur produk pada

Tabel 3.3. Misal kebutuhan emas bulan Juni 2000 untuk produk CM adalah $5386 \times 0,5$ gram = 2693 gram, produk ACP adalah $4450 \times 0,5$ gram = 2267,5 gram dan untuk produk ACL adalah $2142 \times 0,5$ = 1023 gram.

Tabel 4.27 Kebutuhan total bahan baku perak

periode	Jun-00	Jul-00	Agust-00	Sep-00	Okt-00	Nop-00
CM	18851	19271	19271	19271	19271	19271
ACP	15575	15872,5	15872,5	15872,5	15872,5	15872,5
ACL	7161	7413	7329	7245	7164,5	7080,5
Total	41587	42556,5	42472,5	42388,5	42308	42224
periode	Des-00	Jan-01	Feb-01	Mar-01	Apr-01	Mei-01
CM	19271	19271	19271	19271	19271	19271
ACP	15872,5	15872,5	15872,5	15872,5	15872,5	15872,5
ACL	6996,5	6916	6832	6748	6667,5	6583,5
Total	42140	42059,5	41975,5	41891,5	41811	41727

Keterangan: * dalam satuan gram

Tabel 4.27 merupakan hasil kebutuhan total bahan baku perak yang diperoleh dari kebutuhan bersih dikali dengan berat perak yang sesuai pada struktur produk pada Tabel 3.3. Misal kebutuhan perak bulan Juni 2000 untuk produk CM adalah $5386 \times 3,5$ gram = 18851 gram, produk ACP adalah $4450 \times 3,5$ gram = 15575 gram dan untuk produk ACL adalah $2142 \times 3,5$ = 7161 gram.

Tabel 4.28 Kebutuhan total bahan baku monel

periode	Jun-00	Jul-00	Agust-00	Sep-00	Okt-00	Nop-00
CM	37702	38542	38542	38542	38542	38542
ACP	31150	31745	31745	31745	31745	31745
ACL	14322	14826	14658	14490	14329	14161
Total	83174	85113	84945	84777	84616	84448
periode	Des-00	Jan-01	Feb-01	Mar-01	Apr-01	Mei-01
CM	38542	38542	38542	38542	38542	38542
ACP	31745	31745	31745	31745	31745	31745
ACL	13993	13832	13664	13496	13335	13167
Total	84280	84119	83951	83783	83622	83454

Keterangan: * dalam satuan gram

Hasil kebutuhan total bahan baku monel pada Tabel 4.28 didapatkan dari kebutuhan bersih dikali dengan berat monel yang sesuai pada struktur produk pada Tabel 3.3. Misal kebutuhan monel bulan Juni 2000 untuk produk CM adalah 5386×7 gram = 37702 gram, produk ACP adalah 4450×7 gram = 31150 gram dan untuk produk ACL adalah 2142×7 = 14322 gram.

Tabel 4.29 Kebutuhan total bahan baku tembaga

periode	Jun-00	Jul-00	Agust-00	Sep-00	Okt-00	Nop-00
	CM	26930	27530	27530	27530	27530
	ACP	22250	22675	22675	22675	22675
	ACL	10230	10590	10470	10350	10235
	Total	59410	60795	60675	60555	60440
periode	Des-00	Jan-01	Feb-01	Mar-01	Apr-01	Mei-01
	CM	27530	27530	27530	27530	27530
	ACP	22675	22675	22675	22675	22675
	ACL	9995	9880	9760	9640	9525
	Total	60200	60085	59965	59845	59730

Keterangan: * dalam satuan gram

Hasil kebutuhan total bahan baku tembaga (Tabel 4.29) diperoleh dari kebutuhan bersih dikali dengan berat tembaga yang sesuai pada struktur produk pada Tabel 3.3. Misal kebutuhan tembaga bulan Juni 2000 untuk produk CM adalah 5386×5 gram = 26930 gram, produk ACP adalah 4450×5 gram = 22250 gram dan untuk produk ACL adalah 2142×5 = 10230 gram.

Untuk memperoleh jadwal kebutuhan bersih dan rencana pemesanan untuk masing-masing bahan baku adalah dari kebutuhan kotor yang diperoleh dari total kebutuhan masing-masing bahan baku pada ketiga produk (CM, ACL dan ACP). Dalam perencanaan kebutuhan bahan baku dilakukan penyesuaian terhadap kelipatan pemesanan. Selengkapnya hasil perhitungan rencana kebutuhan bahan (RKB) dapat dilihat pada Tabel 4.30 sampai dengan Tabel 4.33.

Tabel 4.30 Rencana Kebutuhan Bahan (RKB) emas

Tenggang waktu : 1 (satu) bulan Kelipatan pemesanan : 5kg (5000gram)						
EMAS	periode					
	Jun-00	Jul-00	Agust-00	Sep-00	Okt-00	Nop-00
Keb. Kotor	5983,5	6079,5	6067,5	6055,5	6044,0	6032,0
Pers.digudang (10000)	4016,5	2937,0	1869,5	814,0	4770,0	3738,0
Keb. Bersih	0,0	1967,0	3142,5	4198,0	5241,5	1274,0
Pes.diterima	0,0	5000,0	5000,0	5000,0	10000,0	5000,0
Renc.pesan	5000,0	5000,0	5000,0	10000,0	5000,0	5000,0
EMAS	periode					
	Des-00	Jan-01	Feb-01	Mar-01	Apr-01	Mei-01
Keb. Kotor	6020,0	6008,5	5996,5	5984,5	5973,0	5961,0
Pers.digudang	2718,0	1709,5	713,0	4728,5	3755,5	2794,5
Keb. Bersih	2294,0	3302,0	4299,0	5283,5	1256,0	2217,5
Pes.diterima	5000,0	5000,0	5000,0	10000,0	5000,0	5000,0
Renc.pesan	5000,0	5000,0	10000,0	5000,0	5000,0	0,0

Keterangan: * dalam satuan gram

Pada Tabel 4.30, nilai kebutuhan kotor bahan baku emas didapatkan dari total kebutuhan kotor bahan baku emas dari produk CM, ACP dan ACL (Tabel 4.26). Sedangkan nilai persediaan digudang pada bulan Juni 2000 didapatkan dari selisih persediaan awal digudang dan kebutuhan kotor bulan Juni 2000 (10000 gram – 5983,5 gram = 4016,5 gram), untuk bulan Juli 2000 persediaan digudang adalah persediaan di gudang bulan Juni 2000 dijumlah dengan pesanan diterima bulan Juli 2000 dikurangi kebutuhan kotor bulan Juli 2000 (4016,5 gram + 5000 gram – 6079,5 gram = 2937 gram). Kebutuhan bersih bulan Juli 2000 diperoleh dari kebutuhan kotor bulan Juni 2000 dikurangi persediaan di gudang bulan Juni 2000 (5983,5 gram – 4016,5 gram = 1967 gram). Dilakukan rencana pesan pada bulan Juni 2000 karena persediaan digudang bulan Juni 2000 tidak mencukupi kebutuhan kotor pada bulan Juli 2000.

Tabel 4.31 Rencana Kebutuhan Bahan (RKB) perak

Tenggang waktu : 1 (satu) bulan						
Kelipatan pemesanan : 35kg (35000gram)						
PERAK	Periode					
	Jun-00	Jul-00	Agust-00	Sep-00	Okt-00	Nop-00
Keb. Kotor	41587,0	42556,5	42472,5	42388,5	42308,0	42224,0
Pers.di gu-dang (75000)	33413,0	25856,5	18384,0	10995,5	3687,5	31463,5
Keb. Bersih	0,0	8174,0	16700,0	24088,5	31393,0	38620,5
Pes.diterima	0,0	35000,0	35000,0	35000,0	35000,0	70000,0
Renc.pesan	35000,0	35000,0	35000,0	35000,0	70000,0	35000,0
PERAK	Periode					
	Des-00	Jan-01	Feb-01	Mar-01	Apr-01	Mei-01
Keb. Kotor	42140,0	42059,5	41975,5	41891,5	41811,0	41727,0
Pers.di gu-dang	24323,5	17264,0	10288,5	3397,0	31586,0	24859,0
Keb. Bersih	10760,5	17816,5	24795,5	31687,0	38494,5	10225,0
Pes.diterima	35000,0	35000,0	35000,0	35000,0	70000,0	35000,0
Renc.pesan	35000,0	35000,0	35000,0	70000,0	35000,0	0,0

Keterangan: * dalam satuan gram

Dari Tabel 4.31 diatas, kebutuhan kotor bahan baku perak diperoleh dari total kebutuhan kotor bahan baku perak dari produk CM, ACP dan ACL (Tabel 4.27). Sedangkan nilai persediaan digudang pada bulan Juni 2000 didapatkan dari selisih persediaan awal digudang dan kebutuhan kotor bulan Juni 2000 (75000 gram - 41587 gram = 33413 gram). Pada bulan Juli 2000 persediaan digudang merupakan persediaan digudang bulan Juni 2000 dijumlah dengan pesanan diterima bulan Juli 2000 dikurangi kebutuhan kotor bulan Juli 2000 (33413 gram + 35000 gram - 42556,5 gram = 25856,5 gram). Kebutuhan bersih bulan Juli 2000 diperoleh dari kebutuhan kotor bulan Juni 2000 dikurangi persediaan di gudang bulan Juni 2000 (41857 gram - 33413 gram = 8174 gram). Dilakukan rencana pesan pada bulan Juni 2000 karena persediaan digudang bulan Juni 2000 tidak mencukupi kebutuhan kotor pada bulan Juli 2000.

Tabel 4.32 Rencana Kebutuhan Bahan (RKB) monel

Tenggang waktu : 1 (satu) bulan Kelipatan pemesanan : 100kg (100000gram)						
MONEL	Periode					
	Jun-00	Jul-00	Agust-00	Sep-00	Okt-00	Nop-00
Keb. Kotor	83174,0	85113,0	84945,0	84777,0	84616,0	84448,0
Pers.di gu-dang (100000)	16826,0	31713,0	46768,0	61991,0	77375,0	92927,0
Keb. Bersih	0,0	66348,0	53400,0	38177,0	22786,0	7241,0
Pes.diterima	0,0	100000,0	100000,0	100000,0	100000,0	100000,0
Renc.pesan	100000,0	100000,0	100000,0	100000,0	100000,0	0,0
MONEL	periode					
	Des-00	Jan-01	Feb-01	Mar-01	Apr-01	Mei-01
Keb. Kotor	84280,0	84119,0	83951,0	83783,0	83622,0	83454,0
Pers.di gu-dang	8647,0	24528,0	40577,0	56794,0	73172,0	89718,0
Keb. Bersih	0,0	75633,0	59591,0	43374,0	26989,0	10450,0
Pes.diterima	0,0	100000,0	100000,0	100000,0	100000,0	100000,0
Renc.pesan	100000,0	100000,0	100000,0	100000,0	100000,0	0,0

Keterangan: * dalam satuan gram

Berdasarkan Tabel 4.32 diatas, kebutuhan kotor bahan baku monel diperoleh dari total kebutuhan kotor bahan baku monel (Tabel 4.28). Sedangkan nilai persediaan digudang pada bulan Juni 2000 didapatkan dari selisih persediaan awal digudang dan kebutuhan kotor bulan Juni 2000 ($100000 \text{ gram} - 83174 \text{ gram} = 16826 \text{ gram}$). Adapun untuk bulan Juli 2000 persediaan digudang diperoleh dari persediaan digudang bulan Juni 2000 dijumlah dengan pesanan diterima bulan Juli 2000 dikurangi kebutuhan kotor bulan Juli 2000 ($16826 \text{ gram} + 100000 \text{ gram} - 85113 \text{ gram} = 31713 \text{ gram}$). Kebutuhan bersih bulan Juli 2000 diperoleh dari kebutuhan kotor bulan Juni 2000 dikurangi persediaan di gudang bulan Juni 2000 ($83174 \text{ gram} - 16826 \text{ gram} = 66348 \text{ gram}$). Dilakukan rencana pesan pada bulan Juni 2000 karena persediaan digudang bulan Juni 2000 tidak mencukupi kebutuhan kotor pada bulan Juli 2000.

Tabel 4.33 Rencana Kebutuhan Bahan (RKB) tembaga

Tenggang waktu : 1 (satu) bulan						
Kelipatan pemesanan : 80kg (80000gram)						
TEMBAKA	periode					
	Jun-00	Jul-00	Agust-00	Sep-00	Okt-00	Nop-00
Keb. Kotor	59410,0	60795,0	60675,0	60555,0	60440,0	60320,0
Pers.di gu-dang (123000)	63590,0	2795,0	22120,0	41565,0	61125,0	805,0
Keb. Bersih	0,0	0,0	58000,0	38555,0	18990,0	0,0
Pes.diterima	0,0	0,0	80000,0	80000,0	80000,0	0,0
Renc.pesan	0,0	80000,0	80000,0	80000,0	0,0	80000,0
TEMBAKA	periode					
	Des-00	Jan-01	Feb-01	Mar-01	Apr-01	Mei-01
Keb. Kotor	60200,0	60085,0	59965,0	59845,0	59730,0	59610,0
Pers.di gu-dang	20605,0	40520,0	60555,0	80710,0	20980,0	41370,0
Keb. Bersih	59515,0	39595,0	19565,0	0,0	0,0	38750,0
Pes.diterima	80000,0	80000,0	80000,0	80000,0	0,0	80000,0
Renc.pesan	80000,0	80000,0	80000,0	0,0	80000,0	0,0

Keterangan: * dalam satuan gram

Berdasarkan Tabel 4.33, kebutuhan kotor bahan baku tembaga diperoleh dari total kebutuhan kotor bahan baku monel (Tabel 4.29). Sedangkan nilai persediaan digudang pada bulan Juni 2000 didapatkan dari selisih persediaan awal digudang dan kebutuhan kotor bulan Juni 2000 ($123000\text{ gram} - 59410\text{ gram} = 63590\text{ gram}$), untuk bulan Juli 2000 persediaan digudang diperoleh dari persediaan digudang bulan Juni 2000 dijumlah dengan pesanan diterima bulan Juli 2000 dikurangi kebutuhan kotor bulan Juli 2000 ($63590\text{ gram} + 0\text{ gram} - 60795\text{ gram} = 2795\text{ gram}$). Tidak dilakukan rencana pesan pada bulan Juni 2000 karena persediaan digudang bulan Juni 2000 mencukupi kebutuhan kotor pada bulan Juli 2000.

BAB V

KESIMPULAN DAN SARAN

BAB V

KESIMPULAN DAN SARAN

5.1 KESIMPULAN

Dari analisis dan pembahasan dapat disimpulkan bahwa:

1. Model peramalan permintaan masing-masing produk cincin adalah:

- Permintaan produk CM

$$Z_t = Z_{t-1} + a_t - 0,8746a_{t-1}$$

Model tersebut dapat diinterpretasikan bahwa permintaan produk CM pada bulan ini adalah sama dengan permintaan satu bulan sebelumnya ditambah kesalahan permintaan bulan ini dikurangi 87,46% kesalahan peramalan permintaan satu bulan sebelumnya.

- Permintaan Produk ACP

$$Z_t = Z_{t-1} + a_t - 0,9688a_{t-1}$$

Model tersebut dapat diinterpretasikan bahwa permintaan produk ACP pada bulan ini adalah sama dengan permintaan satu bulan sebelumnya ditambah kesalahan permintaan bulan ini dikurangi 96,88% kesalahan peramalan permintaan satu bulan sebelumnya.

- Permintaan Produk ACL

$$Z_t = -23,69 + Z_{t-1} + a_t + 0,9847a_{t-1}$$

Model tersebut dapat diinterpretasikan bahwa permintaan produk ACL pada bulan ini adalah sama dengan dikurangi 23,69 ditambah permintaan satu

bulan sebelumnya ditambah 98,47% kesalahan peramalan permintaan satu bulan sebelumnya ditambah kesalahan peramalan permintaan bulan ini.

2. Berdasarkan dari hasil penjadwalan masing-masing kebutuhan bahan baku cincin, maka akan didapatkan jadwal untuk rencana pesan untuk masing-masing bahan baku sebagai berikut:

Tabel 5.1 Rencana Pesan Kebutuhan Bahan (RKB)

	Jun-00	Jul-00	Agust-00	Sep-00	Okt-00	Nop-00
Emas	5000,0	5000,0	5000,0	10000,0	5000,0	5000,0
Perak	35000,0	35000,0	35000,0	35000,0	70000,0	35000,0
Monel	100000,0	100000,0	100000,0	100000,0	100000,0	0,0
Tembaga	0,0	80000,0	80000,0	80000,0	0,0	80000,0
	Des-00	Jan-01	Feb-01	Mar-01	Apr-01	Mei-01
Emas	5000,0	5000,0	10000,0	5000,0	5000,0	0,0
Perak	35000,0	35000,0	35000,0	70000,0	35000,0	0,0
Monel	100000,0	100000,0	100000,0	100000,0	100000,0	0,0
Tembaga	80000,0	80000,0	80000,0	0,0	80000,0	0,0

5.2 SARAN

Berdasarkan hasil penelitian yang dilakukan , terdapat beberapa hal yang dapat disampaikan kepada perusahaan sebagai bahan pertimbangan antara lain:

1. Sebaiknya PT. Eka Silver Gold & Jewelry Surabaya melakukan perencanaan dengan menggunakan model peramalan terhadap permintaan produk cincin karena selama ini menurut bagian marketing peramalan permintaan produksi cincin didasarkan bulan saja.
2. Untuk penelitian lebih lanjut, sebaiknya metode ini perlu diterapkan juga pada jenis-jenis produk yang lain (cincin, kalung dan gelang) dan nantinya dapat menyediakan bahan baku, sesuai yang dibutuhkan dan tidak menumpuk di gudang.

DAFTAR PUSTAKA

DAFTAR PUSTAKA

- Arman H N, *Perencanaan dan Pengendalian Persediaan*, Teknik Industri ITS, Surabaya.
- Cover Jonathan D. 1986, *Time Series Analysis*, DWS, Kent Publishing Company, Boston.
- Daniel, Wayne W., 1989., *Statistik Non Parametrik Terapan*, Gramedia, Jakarta.
- Makridakis, Sypros dan Steven C. Wheelwright dan Victor E. McGee, 1993, *Metode dan Aplikasi Peramalan*, Erlangga.
- Wei, William W.S., 1989, *Time Series Analysis Univariate and Multivariate Methods*, Addison-Wesley Publishing Company, New York.

LAMPIRAN

LAMPIRAN A

periode	data CM	data ACP	data ACL	periode	data CM	data ACP	data ACL
Nop-95	2179	4921	1982	Mei-98	8826	6037	5574
Des-95	3215	2994	1741	Jun-98	3610	3766	3042
Jan-96	2452	4636	2964	Jul-98	7142	6639	2218
Feb-96	5625	3921	3540	Agust-98	5218	3120	2336
Mar-96	2562	4260	3449	Sep-98	3971	2106	2212
Apr-96	4818	6236	4692	Okt-98	2162	2771	1371
Mei-96	4593	5115	4257	Nop-98	5731	4127	3353
Jun-96	3048	7213	3152	Des-98	4723	2165	1531
Jul-96	6284	4723	2685	Jan-99	3683	1785	1560
Agust-96	2619	2285	2232	Feb-99	4634	3011	2183
Sep-96	5067	6835	2152	Mar-99	5486	3211	2563
Okt-96	3642	6023	4513	Apr-99	9314	7530	5166
Nop-96	2771	2950	1130	Mei-99	3210	3991	2714
Des-96	4783	2360	3211	Jun-99	5730	3165	1410
Jan-97	2167	2322	1820	Jul-99	9173	1959	1327
Feb-97	3287	2685	2653	Agust-99	6480	4206	1342
Mar-97	5625	6414	6443	Sep-99	4353	3570	1364
Apr-97	7014	9285	5150	Okt-99	4058	2130	2155
Mei-97	6198	8122	4960	Nop-99	9850	7540	2423
Jun-97	4784	3145	2331	Des-99	6302	6127	3918
Jul-97	2184	6888	3663	Jan-00	2561	2813	2022
Agust-97	8167	3803	2938	Feb-00	5463	4478	2890
Sep-97	9518	4773	2934	Mar-00	3662	5426	2574
Okt-97	5397	2245	1420	Apr-00	4581	5841	1985
Nop-97	9286	6580	4792	Mei-00	7128	7458	2016
Des-97	6248	7884	4829	Jun-00	6636	7012	2455
Jan-98	5621	3722	1509	Jul-00	4159	5662	3252
Feb-98	6210	4672	1817	Agust-00	8587	5856	2254
Mar-98	7427	3261	4089	Sep-00	6754	7781	2744
Apr-98	3860	2839	2546	Okt-00	7787	3548	1899

LAMPIRAN A1

ARIMA MODEL (2,1,0)

ARIMA model for CM

Estimates at each iteration

Iteration	SSE	Parameters	
0	497774486	0.100	0.100
1	414035645	-0.050	0.003
2	354686302	-0.200	-0.094
3	309737552	-0.350	-0.191
4	279193171	-0.500	-0.289
5	263055597	-0.650	-0.386
6	260294080	-0.738	-0.443
7	260286207	-0.743	-0.446
8	260286185	-0.743	-0.446

Relative change in each estimate less than 0.0010

Final Estimates of Parameters

Type	Coef	StDev	T
AR 1	-0.7430	0.1263	-5.88
AR 2	-0.4464	0.1264	-3.53

Differencing: 1 regular difference

Number of observations: Original series 55, after differencing 54

Residuals: SS = 260071504 (backforecasts excluded)

MS = 5001375 DF = 52

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

Lag	12	24	36	48
Chi-Square	11.4(DF=10)	14.9(DF=22)	31.8(DF=34)	37.5(DF=46)

Forecasts from period 55

Period	Forecast	95 Percent Limits		Actual
		Lower	Upper	
56	4825.4	441.2	9209.5	
57	5399.3	872.6	9925.9	
58	6000.7	1203.0	10798.5	
59	5297.7	-207.6	10802.9	
60	5551.5	-201.0	11304.1	
61	5676.8	-393.9	11747.4	
62	5470.4	-986.1	11926.9	
63	5567.8	-1158.2	12293.8	
64	5587.6	-1430.2	12605.3	
65	5529.4	-1783.0	12841.8	

LAMPIRAN A2

ARIMA Model (0,1,1)

ARIMA model for CM

Estimates at each iteration

Iteration	SSE	Parameters
0	394270639	0.100
1	344150029	0.250
2	303540950	0.400
3	270960697	0.550
4	246848835	0.700
5	234285332	0.850
6	233986056	0.866
7	233947873	0.871
8	233942252	0.873
9	233942110	0.875

Unable to reduce sum of squares any further

Final Estimates of Parameters

Type	Coef	StDev	T
MA 1	0.8746	0.0647	13.51

Differencing: 1 regular difference

Number of observations: Original series 55, after differencing 54

Residuals: SS = 231122059 (backforecasts excluded)

MS = 4360794 DF = 53

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

Lag	12	24	36	48
Chi-Square	9.1(DF=11)	12.9(DF=23)	24.2(DF=35)	33.0(DF=47)

Forecasts from period 55

Period	Forecast	95 Percent Limits		Actual
		Lower	Upper	
56	5505.06	1411.27	9598.86	
57	5505.06	1379.20	9630.93	
58	5505.06	1347.38	9662.75	
59	5505.06	1315.80	9694.33	
60	5505.06	1284.46	9725.67	
61	5505.06	1253.35	9756.78	
62	5505.06	1222.47	9787.66	
63	5505.06	1191.80	9818.33	
64	5505.06	1161.36	9848.77	
65	5505.06	1131.12	9879.01	

LAMPIRAN A3

ARIMA (2,1,1)

ARIMA model for CM

Estimates at each iteration

Iteration	SSE	Parameters		
0	442948666	0.100	0.100	0.100
1	422664587	-0.050	0.066	-0.006
2	411605984	-0.200	0.038	-0.130
3	403626843	-0.350	0.011	-0.261
4	397174192	-0.500	-0.017	-0.396
5	391652818	-0.650	-0.046	-0.532
6	386698270	-0.800	-0.077	-0.669
7	381761058	-0.950	-0.110	-0.805
8	376268301	-1.100	-0.148	-0.939
9	337249146	-1.243	-0.298	-0.941
10	316663783	-1.376	-0.448	-0.931
11	311996265	-1.422	-0.521	-0.900
12	306869418	-1.340	-0.511	-0.798
13	300035264	-1.212	-0.484	-0.648
14	292907526	-1.084	-0.449	-0.498
15	285444837	-0.955	-0.409	-0.348
16	277512491	-0.829	-0.367	-0.198
17	269005984	-0.705	-0.324	-0.048
18	260006220	-0.585	-0.280	0.102
19	250726199	-0.472	-0.237	0.252
20	241446238	-0.367	-0.200	0.402
21	232634025	-0.281	-0.178	0.552
22	227412627	-0.267	-0.211	0.670
23	227372960	-0.282	-0.219	0.665
24	227371930	-0.284	-0.221	0.664
25	227371762	-0.285	-0.221	0.663

** Convergence criterion not met after 25 iterations

Final Estimates of Parameters

Type	Coef	StDev	T
AR 1	-0.2848	0.1971	-1.45
AR 2	-0.2212	0.1759	-1.26
MA 1	0.6631	0.1607	4.13

Differencing: 1 regular difference

Number of observations: Original series 55, after differencing 54

Residuals: SS = 225995426 (backforecasts excluded)

MS = 4431283 DF = 51

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

Lag	12	24	36	48
Chi-Square	7.7 (DF= 9)	12.2 (DF=21)	25.8 (DF=33)	33.9 (DF=45)

LAMPIRAN B1

ARIMA (0,1,1)

ARIMA model for ACP

Estimates at each iteration

Iteration	SSE	Parameters
0	295328757	0.100
1	272598007	0.250
2	254672302	0.400
3	239387333	0.550
4	225434173	0.700
5	214260180	0.844
6	209875082	0.914
7	206426407	0.958
8	205909131	0.970
9	205900660	0.969

Unable to reduce sum of squares any further

Final Estimates of Parameters

Type	Coef	StDev	T
MA 1	0.9688	0.0399	24.30

Differencing: 1 regular difference

Number of Observations: Original series 55, after differencing 54

Residuals: SS = 205885884 (backforecasts excluded)
MS = 3884639 DF = 53

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

Lag	12	24	36	48
Chi-Square	5.3(DF=11)	13.8(DF=23)	21.7(DF=35)	33.7(DF=47)

Forecasts from period 55

Period	Forecast	95 Percent Limits		Actual
		Lower	Upper	
56	4534.22	670.38	8398.06	
57	4534.22	668.50	8399.93	
58	4534.22	666.63	8401.81	
59	4534.22	664.76	8403.68	
60	4534.22	662.88	8405.55	
61	4534.22	661.01	8407.42	
62	4534.22	659.14	8409.29	
63	4534.22	657.27	8411.17	
64	4534.22	655.40	8413.03	
65	4534.22	653.53	8414.90	

LAMPIRAN B2

ARIMA (1,1,0)

ARIMA model for ACP

Estimates at each iteration

Iteration	SSE	Parameters
0	338659010	0.100
1	304672747	-0.050
2	284552461	-0.200
3	278315213	-0.332
4	278281732	-0.342
5	278281543	-0.343
6	278281542	-0.343

Relative change in each estimate less than 0.0010

Final Estimates of Parameters

Type	Coef	StDev	T
AR 1	-0.3427	0.1296	-2.64

Differencing: 1 regular difference

Number of observations: Original series 55, after differencing 54

Residuals: SS = 277896744 (backforecasts excluded)
MS = 5243335 DF = 53

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

Lag	12	24	36	48
Chi-Square	10.1(DF=11)	14.3(DF=23)	26.2(DF=35)	38.1(DF=47)

Forecasts from period 55

Period	Forecast	95 Percent Limits		Actual
		Lower	Upper	
56	6903.9	2415.0	11392.9	
57	7093.8	1721.8	12465.8	
58	7028.7	629.2	13428.2	
59	7051.0	-148.0	14250.0	
60	7043.4	-900.8	14987.5	
61	7046.0	-1570.9	15662.9	
62	7045.1	-2198.4	16288.6	
63	7045.4	-2783.9	16874.7	
64	7045.3	-3337.2	17427.8	
65	7045.3	-3862.1	17952.8	

LAMPIRAN B3

ARIMA (1,1,1)

ARIMA model for ACP

Estimates at each iteration

Iteration	SSE	Parameters	
0	314460837	0.100	0.100
1	268245625	-0.050	0.250
2	259364458	0.070	0.400
3	248770826	0.184	0.550
4	236181373	0.289	0.700
5	221673304	0.375	0.850
6	200829463	0.398	1.000
7	197378945	0.280	0.986
8	196954577	0.220	0.979

Unable to reduce sum of squares any further

Final Estimates of Parameters

Type	Coef	StDev	T
AR 1	0.2196	0.1455	1.51
MA 1	0.9793	0.0431	22.72

Differencing: 1 regular difference

Number of observations: Original series 55, after differencing 54

Residuals: SS = 196942001 (backforecasts excluded)
MS = 3787346 DF = 52

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

Lag	12	24	36	* 48
Chi-Square	3.4 (DF=10)	8.5 (DF=22)	16.0 (DF=34)	27.7 (DF=46)

LAMPIRAN C1

ARIMA (0,1,1)

ARIMA model for ACL

Estimates at each iteration

Iteration	SSE	Parameters
0	124238400	0.100
1	113415549	0.250
2	105643074	0.400
3	99718178	0.550
4	94558001	0.695
5	89955773	0.817
6	87260395	0.909
7	87136505	0.925
8	87134893	0.928

Unable to reduce sum of squares any further

Final Estimates of Parameters

Type	Coef	StDev	T
MA 1	0.9277	0.0567	16.35

Differencing: 1 regular difference

Number of observations: Original series 55, after differencing 54

Residuals: SS = 86023477 (backforecasts excluded)

MS = 1623084 DF = 53

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

Lag	12	24	36	48
Chi-Square	12.5(DF=11)	22.9(DF=23)	40.1(DF=35)	46.4(DF=47)

Forecasts from period 55

Period	Forecast	95 Percent Limits		Actual
		Lower	Upper	
56	2486.60	-10.95	4984.15	,
57	2486.60	-17.47	4990.67	
58	2486.60	-23.97	4997.17	
59	2486.60	-30.46	5003.66	
60	2486.60	-36.93	5010.13	
61	2486.60	-43.38	5016.59	
62	2486.60	-49.82	5023.02	
63	2486.60	-56.24	5029.44	
64	2486.60	-62.65	5035.85	
65	2486.60	-69.04	5042.24	

LAMPIRAN C2

ARIMA (1,1,0)

ARIMA model for ACL

Estimates at each iteration

Iteration	SSE	Parameters
0	146022422	0.100
1	128791317	-0.050
2	117581524	-0.200
3	112393043	-0.350
4	112000220	-0.401
5	111999201	-0.404
6	111999199	-0.404

Relative change in each estimate less than 0.0010

Final Estimates of Parameters

Type	Coef	StDev	T
AR 1	-0.4042	0.1256	-3.22

Differencing: 1 regular difference

Number of observations: Original series 55, after differencing 54

Residuals: SS = 111991258 (backforecasts excluded)

MS = 2113043 DF = 53

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

Lag	12	24	36	48
Chi-Square	14.0 (DF=11)	24.2 (DF=23)	36.8 (DF=35)	40.0 (DF=47)

Forecasts from period 55

Period	Forecast	95 Percent Limits		Actual
		Lower	Upper	
56	2003.47	-846.22	4853.16	
57	2008.53	-1308.54	5325.61	
58	2006.49	-1953.72	5966.70	
59	2007.31	-2418.12	6432.75	
60	2006.98	-2870.73	6884.69	
61	2007.11	-3272.51	7286.74	
62	2007.06	-3650.43	7664.55	
63	2007.08	-4002.87	8017.03	
64	2007.07	-4336.44	8350.58	
65	2007.08	-4653.06	8667.21	

LAMPIRAN C3

ARIMA (1,1,1)

ARIMA model for ACL

Estimates at each iteration

Iteration	SSE	Parameters	
0	133865984	0.100	0.100
1	111037495	-0.050	0.250
2	107305911	0.050	0.400
3	102883420	0.145	0.550
4	97398474	0.234	0.700
5	90662254	0.312	0.850
6	85111888	0.264	0.937
7	84175131	0.217	0.966
8	84174221	0.215	0.967

Unable to reduce sum of squares any further

Final Estimates of Parameters

Type	Coef	StDev	T
AR 1	0.2152	0.1417	1.52
MA 1	0.9667	0.0561	17.24

Differencing: 1 regular difference

Number of observations: Original series 55, after differencing 54

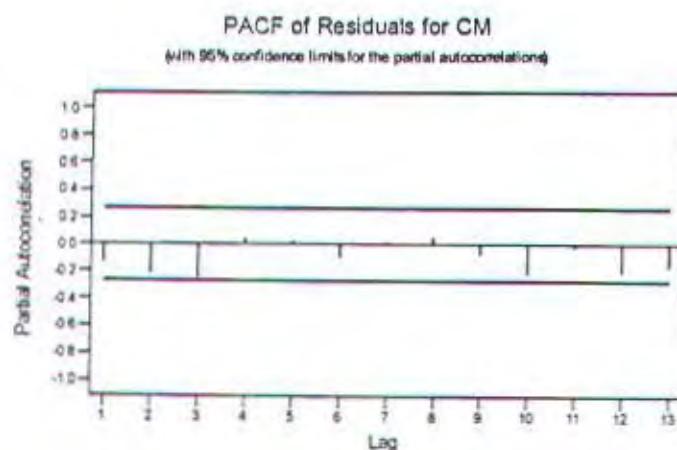
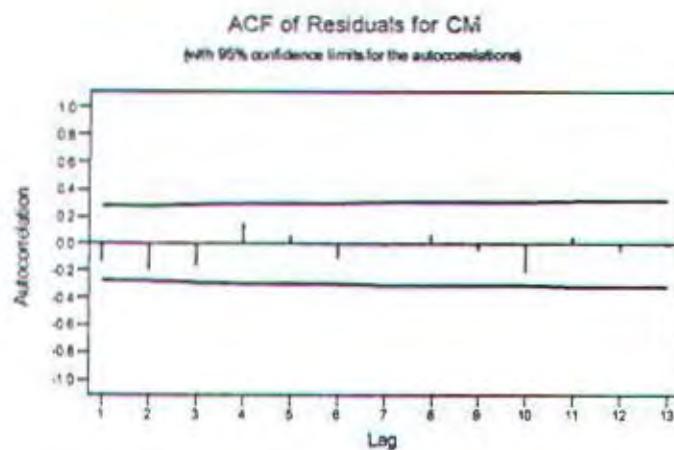
Residuals: SS = 83498614 (backforecasts excluded)
MS = 1605743 DF = 52

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

Lag	12	24	36	48
Chi-Square	8.9(DF=10)	17.7(DF=22)	32.0(DF=34)	37.0(DF=46)

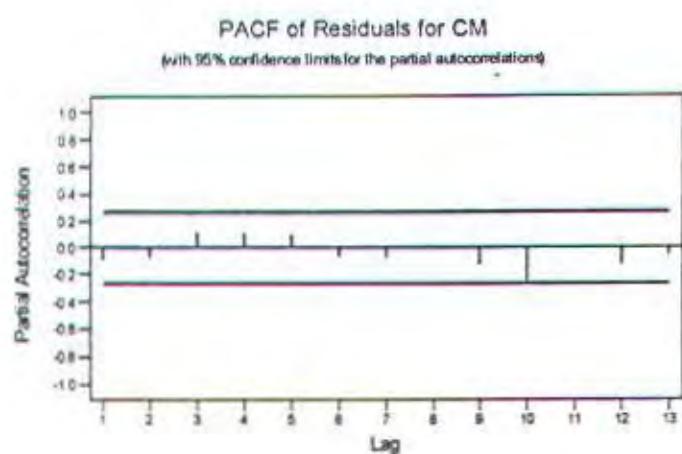
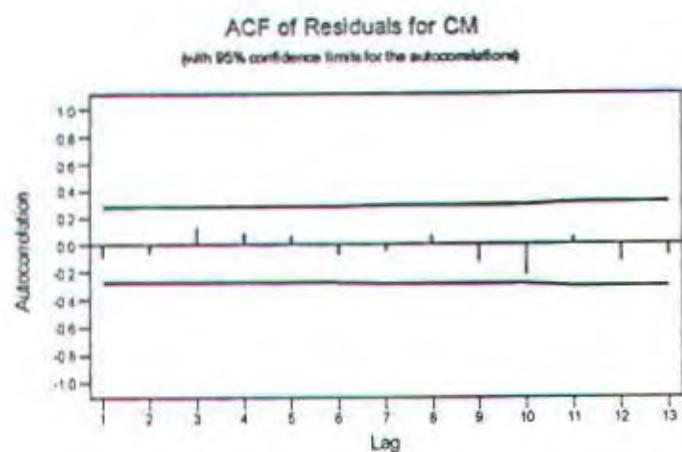
LAMPIRAN D1

Plot Residual CM ARIMA (2,1,0)



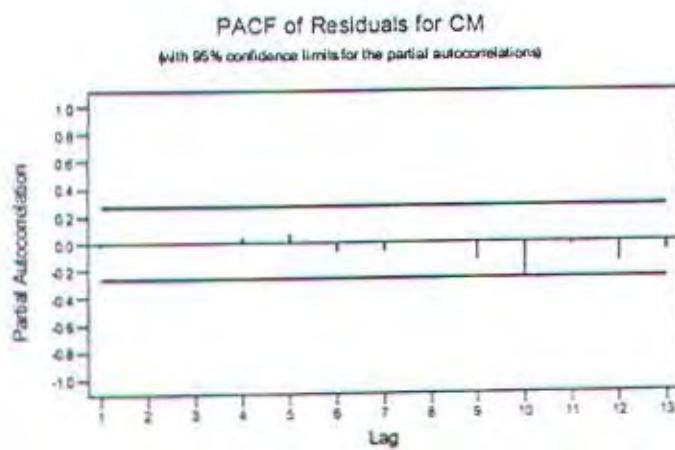
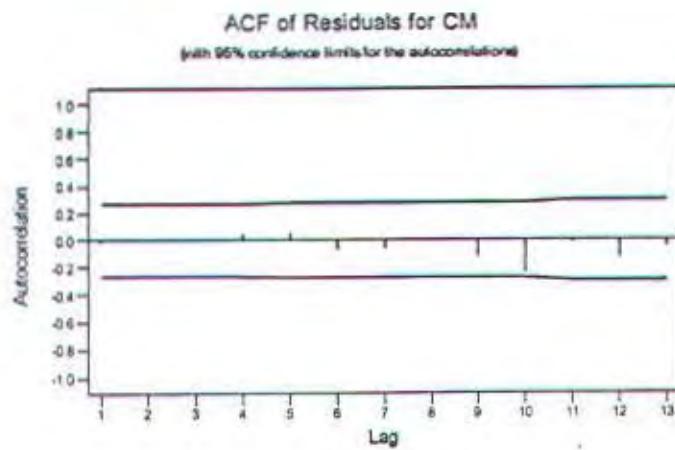
LAMPIRAN D2

Plot Residual CM ARIMA (0,1,1)



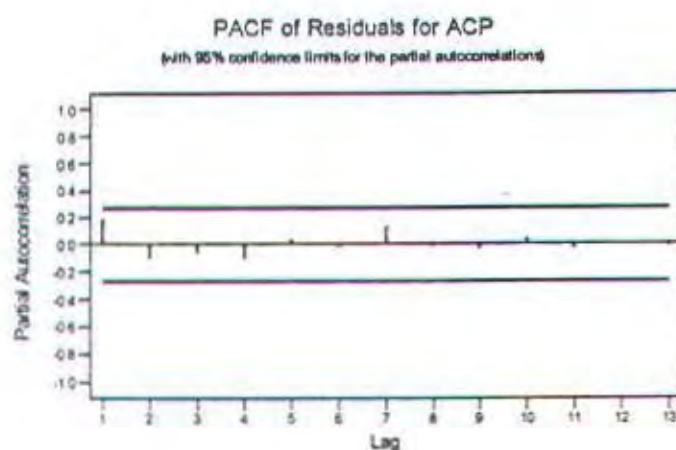
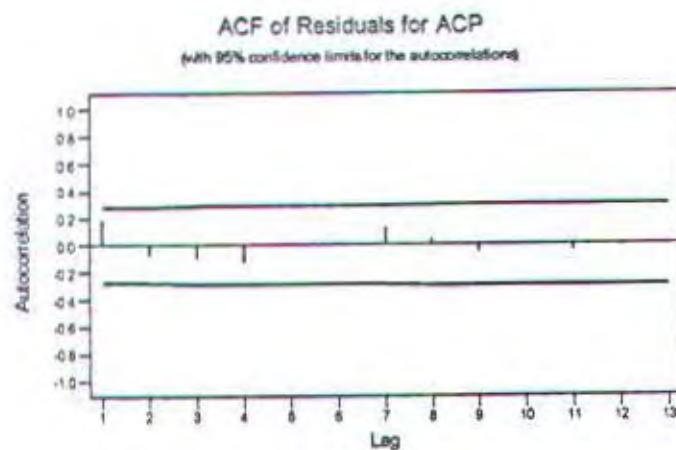
LAMPIRAN D3

Plot Residual CM ARIMA (2,1,1)



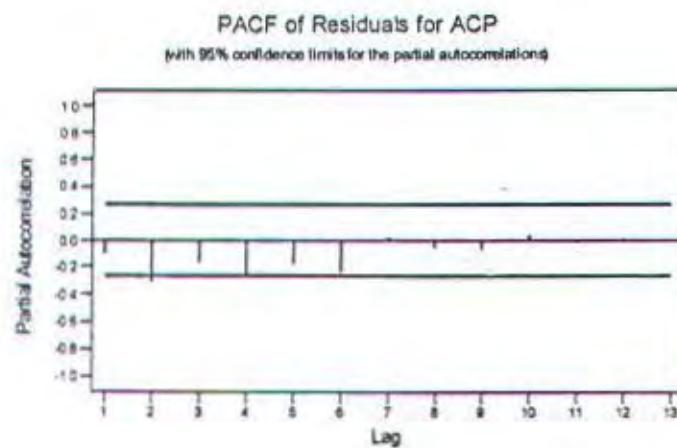
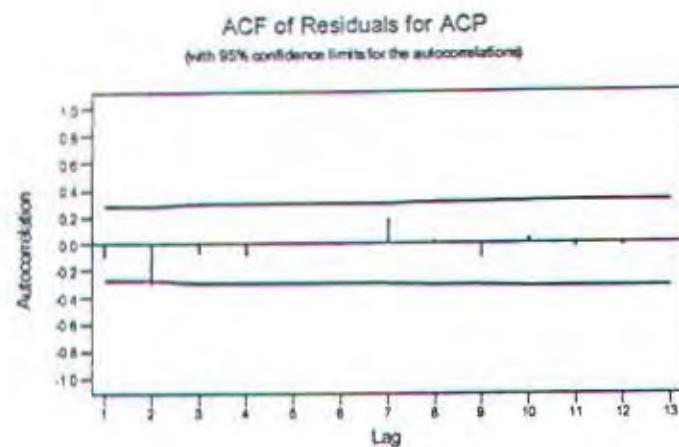
LAMPIRAN E1

Plot Residual ACP ARIMA (0,1,1)



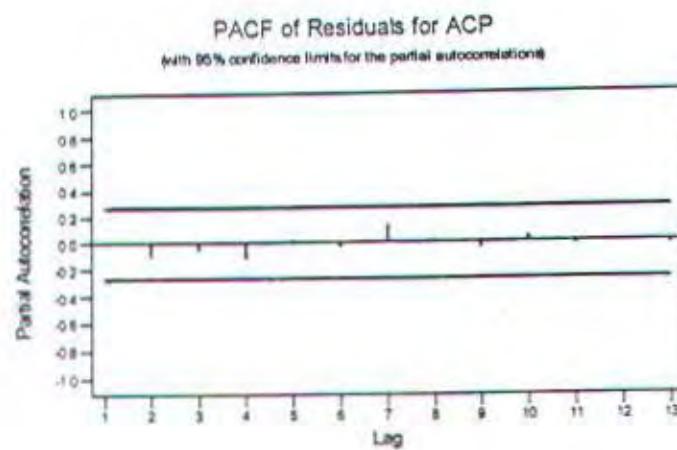
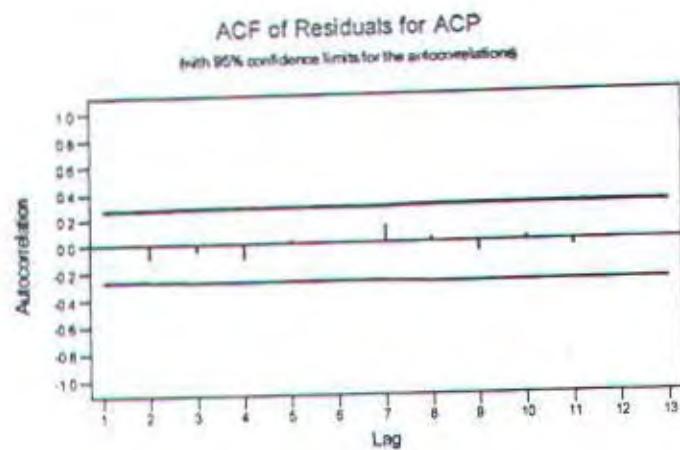
LAMPIRAN E2

Plot Residual ACP ARIMA (1,1,0)



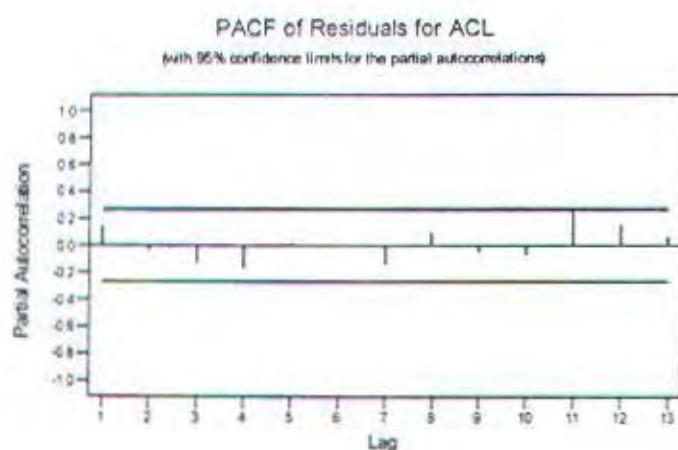
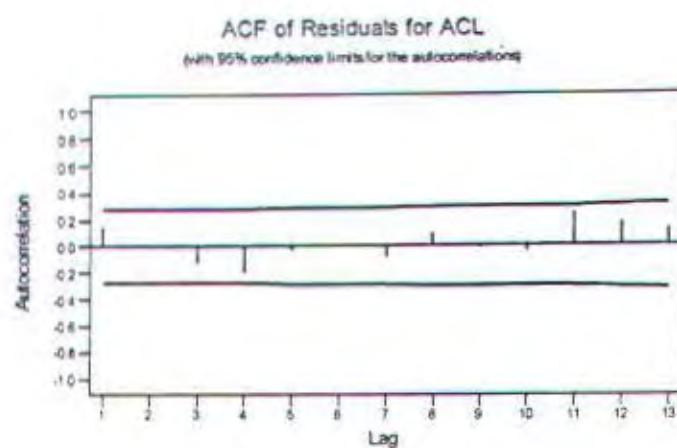
LAMPIRAN E3

Plot Residual ACP ARIMA (1,1,1)



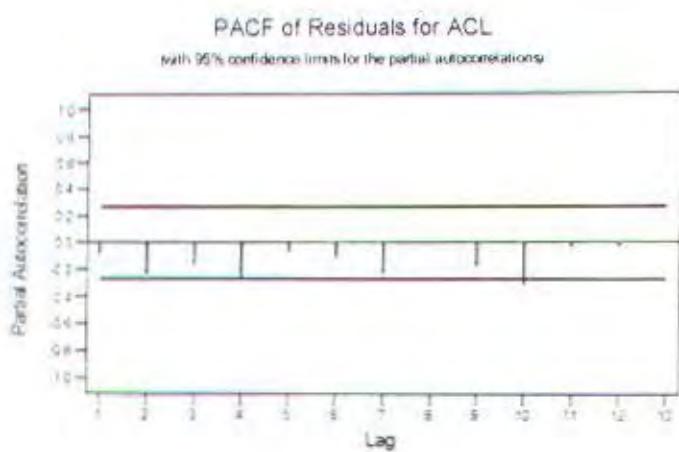
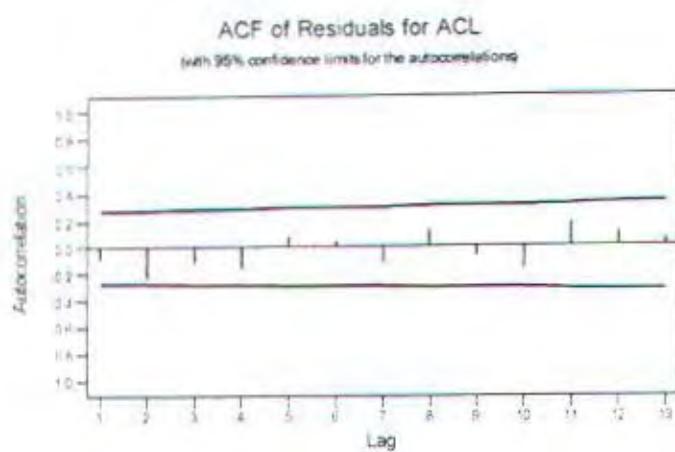
LAMPIRAN F1

Plot Residual ACL ARIMA (0,1,1)



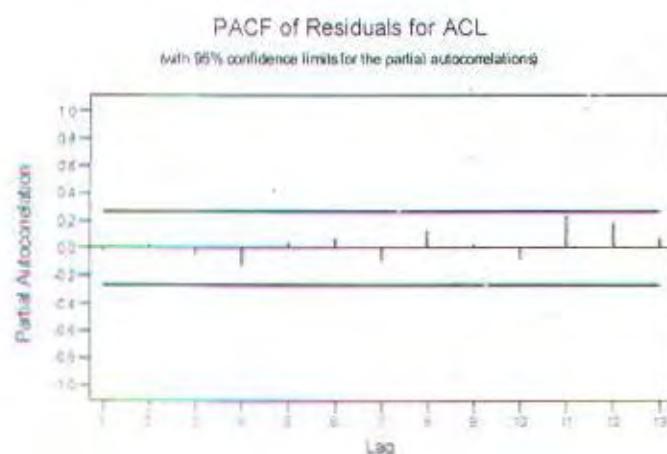
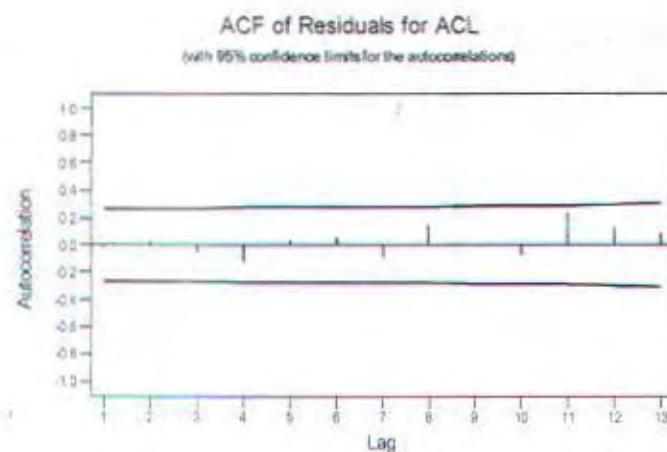
LAMPIRAN F2

Plot Residual ACL ARIMA (1,1,0)



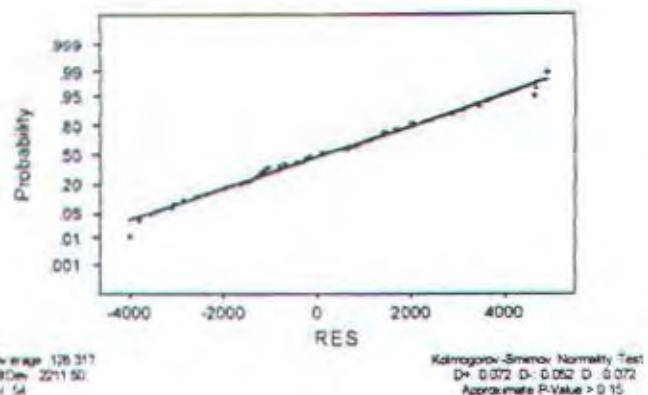
LAMPIRAN F3

Plot Residual ACL ARIMA (1,1,1)

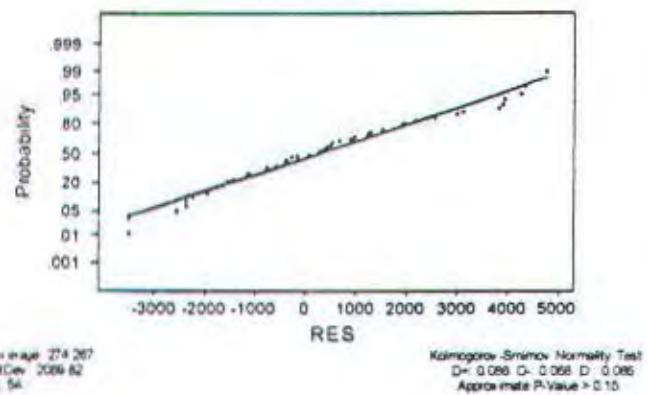


LAMPIRAN G1

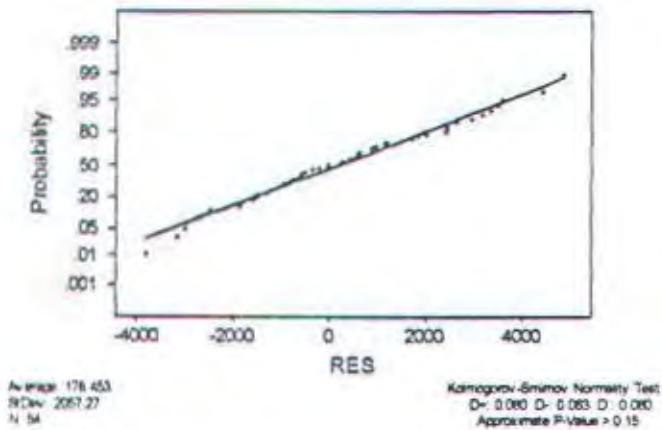
CM (2,1,0)



CM (0,1,1)

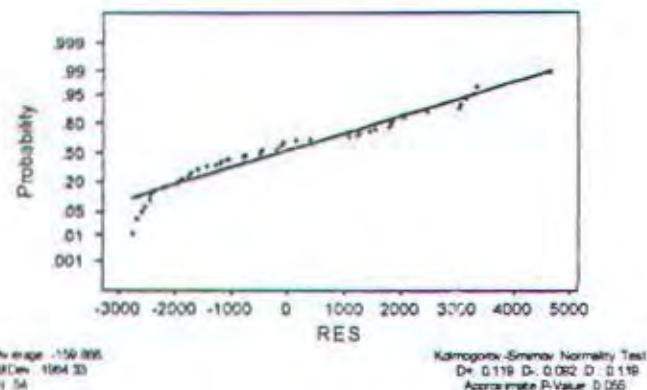


CM (2,1,1)

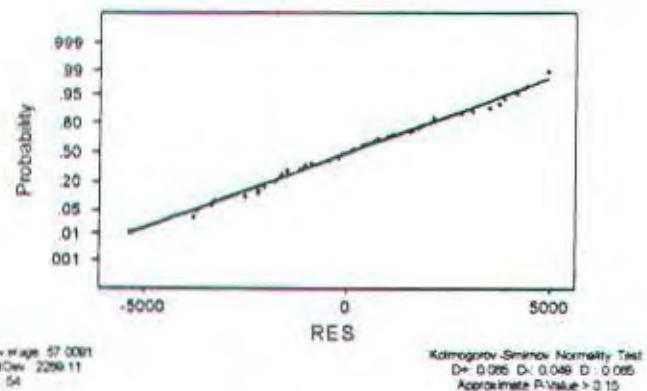


LAMPIRAN G2

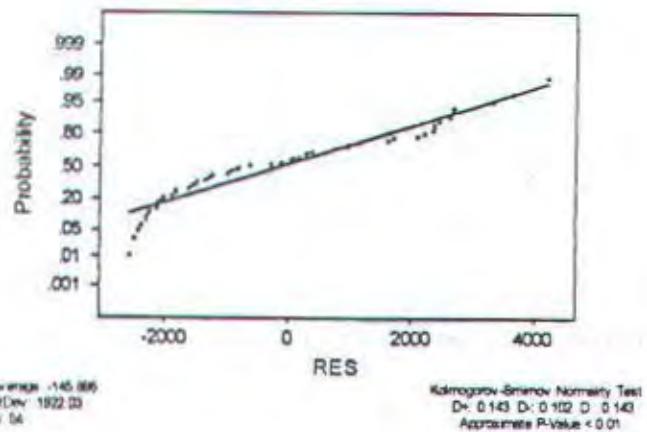
ACP (0,1,1)



ACP (1,1,0)

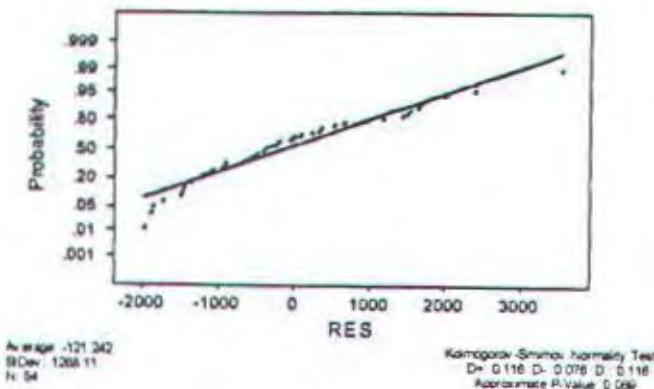


ACP (1,1,1)

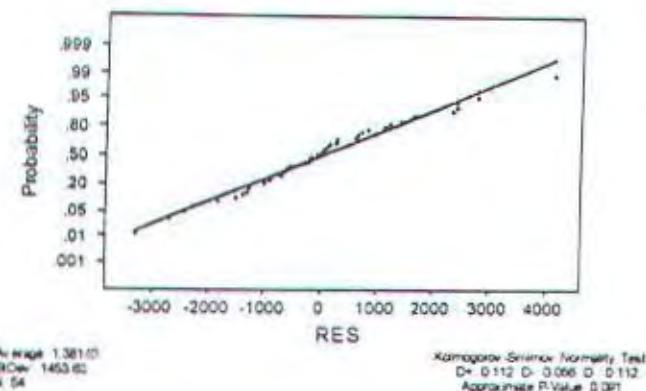


LAMPIRAN G3

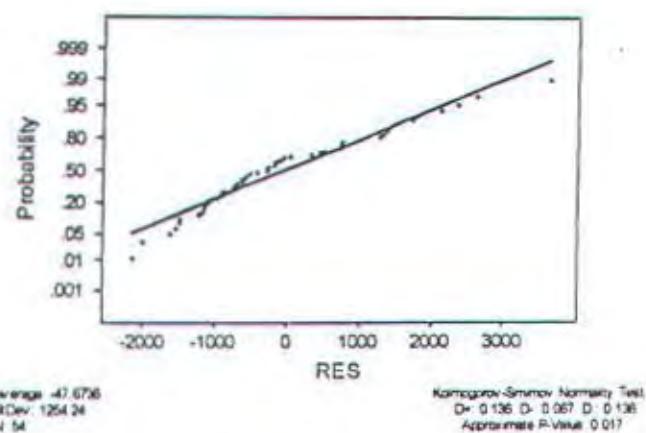
ACL (0,1,1)



ACL (1,1,0)

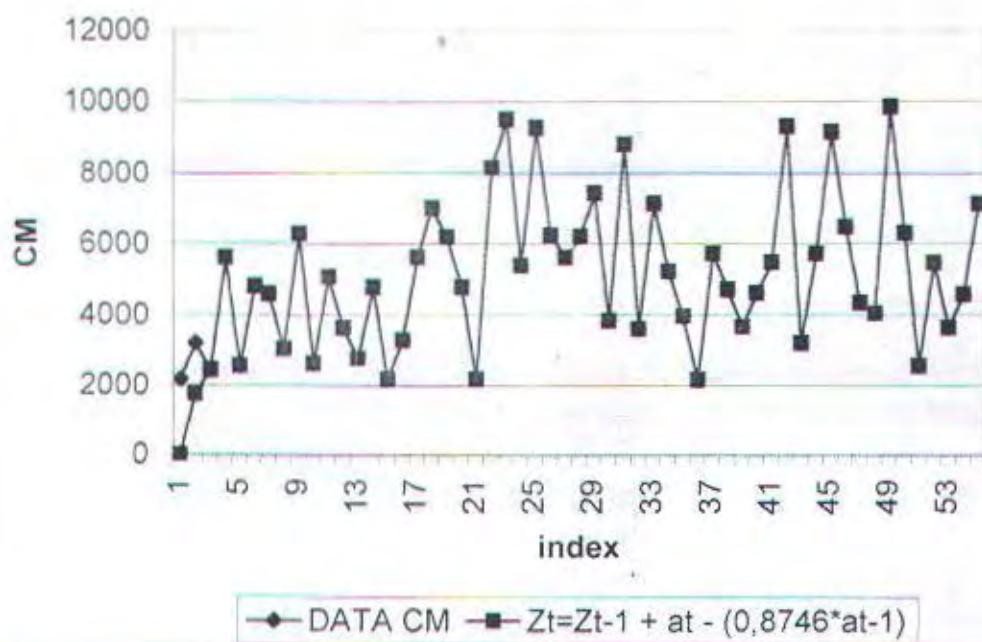


ACL (1,1,1)

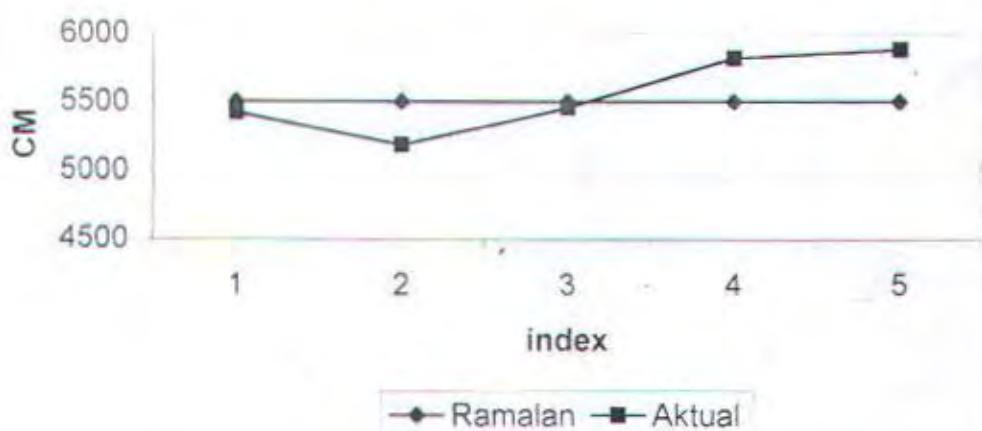


LAMPIRAN H1

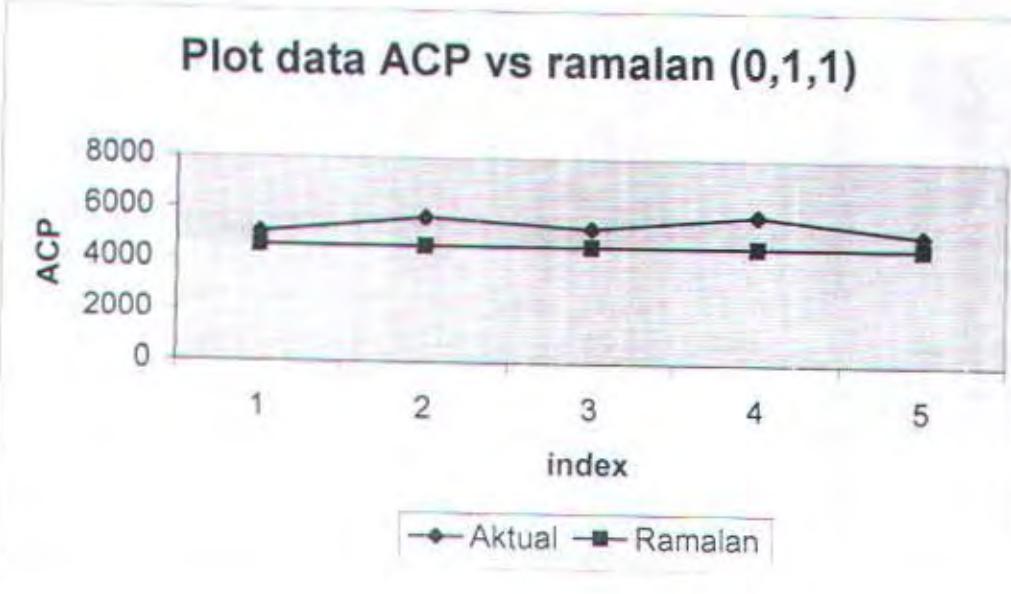
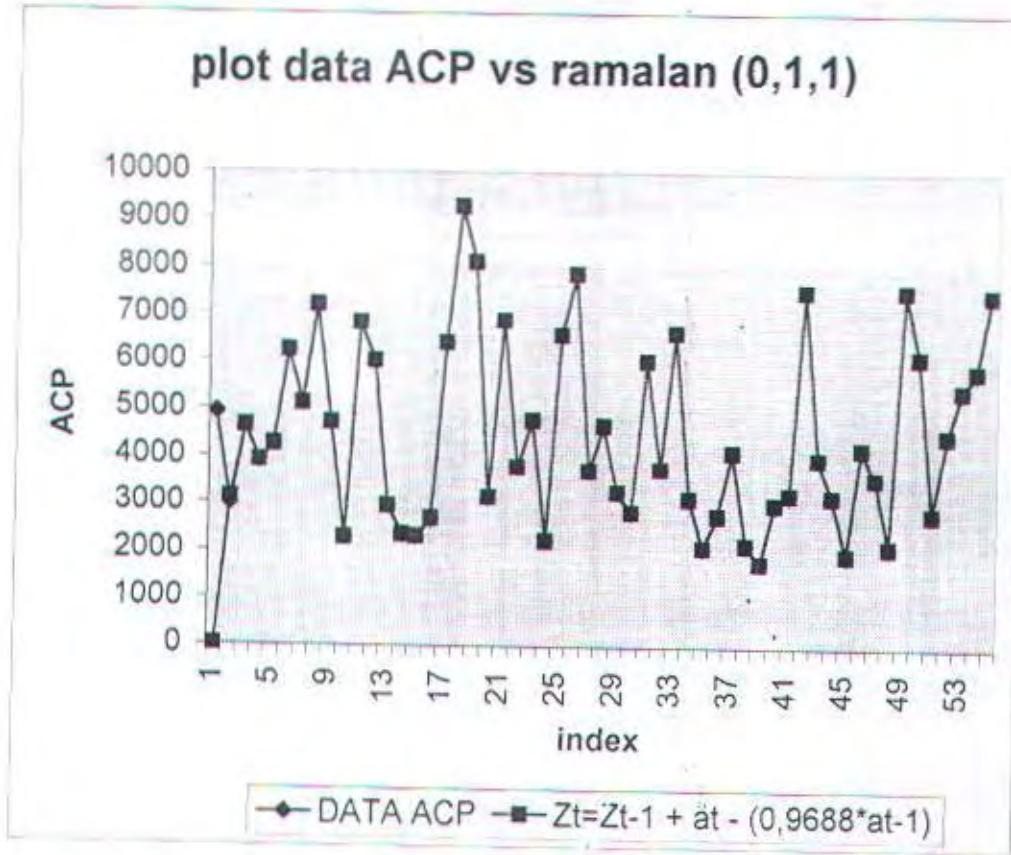
Plot data CM vs ramalan (0,1,1)



plot data CM vs ramalan (0,1,1)

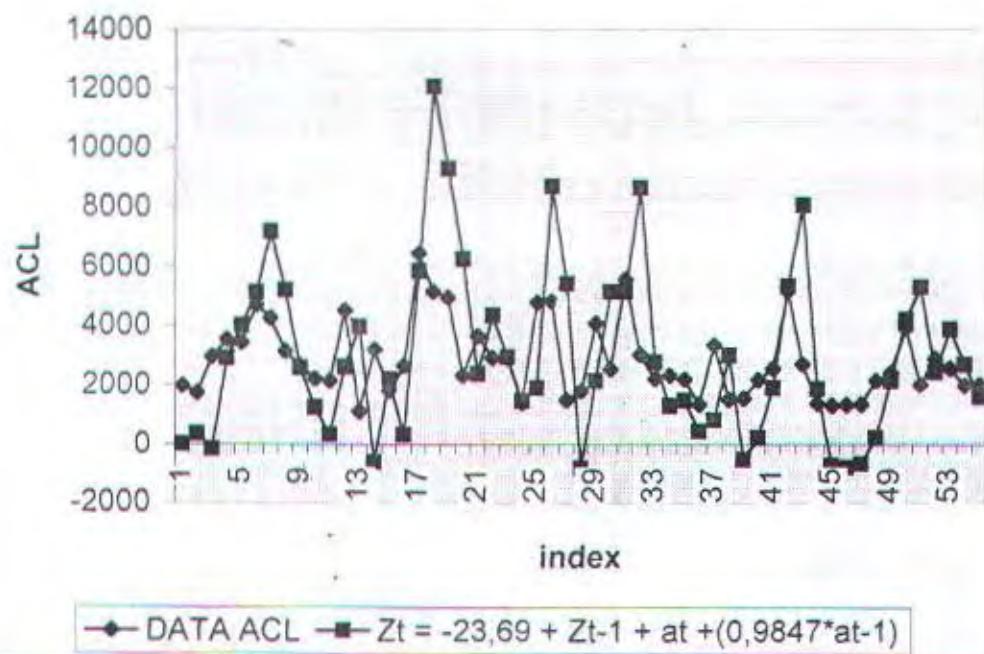


LAMPIRAN H2



LAMPIRAN H3

Plot data ACL vs ramalan (0,1,1)



Plot aktual ACL vs ramalan (0,1,1)

