

09/03

09/03  
Roc3.  
Obi.



# PERAMALAN *INFLOW* BULANAN DAS SAGULING BERDASARKAN CURAH HUJAN BULANAN

RANGGA TRESNA MUKTI



DEPARTEMEN STATISTIKA  
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM  
INSTITUT PERTANIAN BOGOR

2003

Halaman ini adalah dokumen resmi yang diterbitkan oleh Institut Pertanian Bogor (IPB) sebagai bagian dari proses akademik dan penelitian. Dokumen ini adalah hak milik IPB dan tidak boleh disebarluaskan atau digunakan untuk tujuan komersial tanpa izin tertulis dari IPB. Untuk informasi lebih lanjut, silakan hubungi bagian administrasi IPB.



## RINGKASAN

RANGGA TRESNA MUKTI, Peramalan *Inflow* Bulanan DAS Saguling Berdasarkan Curah Hujan Bulanan. Dibimbing oleh AJI HAMIM WIGENA, I MADE SUMERTAJAYA dan UNTUNG HARYANTO.

DAS Citarum merupakan DAS yang penting bagi kehidupan masyarakat dan industri, khususnya di Jawa Barat. Waduk Saguling merupakan bagian dari DAS Citarum yang terletak di bagian hulu yang mempunyai peranan yang cukup penting, sebagai daerah takaran hujan yang paling luas dari DAS Citarum. Besarnya *inflow* pada sungai sangat dipengaruhi oleh hujan yang terjadi di lokasi tersebut. Adanya variasi curah hujan baik pengaruh global maupun pengaruh lokal akan menyebabkan adanya anomali aliran. Hal ini perlu diantisipasi agar dampaknya tidak merugikan masyarakat. Karena itu peramalan curah hujan di daerah DAS Saguling diharapkan dapat membantu dalam membuat perencanaan pengelolaan air pada waduk Saguling dan DAS Citarum.

Hasil interpolasi pola curah hujan bulanan DAS Saguling terlihat adanya sifat siklik (berulang) dan tren. Berdasarkan ini, peramalan (*forecast*) curah hujan menggunakan metode Box-Jenkins. Dengan adanya sifat kausal antara curah hujan dan *inflow*, maka model regresi antara curah hujan hasil peramalan dan *inflow* digunakan untuk melakukan peramalan *inflow*. Model ini dibandingkan dengan model fungsi transfer. Model peramalan ARIMA, regresi, dan fungsi transfer menggunakan data tahun 1986-2001, sedangkan evaluasinya menggunakan data tahun 2002.

Hasil analisis komparatif menunjukkan adanya hubungan erat antara curah hujan dengan *inflow* bulanan DAS Saguling. Curah hujan langsung dikonversi menjadi *inflow* untuk bulan tersebut sebesar 68 persen, sedangkan sisanya (32%) berkontribusi nyata pada *inflow* bulan berikutnya.

Model ARIMA (1,0,0)(1,0,1)<sub>12</sub>Y<sub>t</sub> merupakan model paling optimum dalam meramalkan curah hujan bulanan bagi DAS Saguling, dengan nilai bias sebesar 88.769 dan MAPE sebesar 498.04. Model regresi  $Y_t = 0.257 + 0.45 X_t + 0.369 X_{t-1} + ARIMA(10,1,2)(1,0,1)_{12} a_t$  dapat meramalkan *inflow* bulanan DAS Saguling dengan kesalahan sebesar 46.7, MSE sebesar 283.993, dan MAPE sebesar 182.121. Model fungsi transfer (2,1,0) dapat meramalkan *inflow* lebih baik daripada model regresi, dengan kesalahan peramalan lebih kecil daripada model regresi, yaitu sebesar 38, dengan MSE sebesar 158.5 dan MAPE sebesar 147.7.

**PERAMALAN *INFLOW* BULANAN DAS SAGULING  
BERDASARKAN CURAH HUJAN BULANAN**

**RANGGA TRESNA MUKTI**

Skripsi  
Sebagai salah satu syarat untuk memperoleh gelar  
Sarjana Sains  
pada  
Departemen Statistika

**DEPARTEMEN STATISTIKA  
FAKULTAS MATEMATIKA DAN ILMU PENGETAHUAN ALAM  
INSTITUT PERTANIAN BOGOR  
2003**

Judul : Peramalan *Inflow* Bulanan DAS Saguling Berdasarkan Curah Hujan  
Bulanan

Nama : Rangga Tresna Mukti

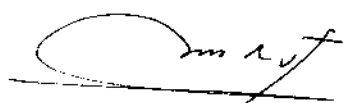
N R P : G03499049

Menyetujui,



Ir. Aji Hamim Wigena, M.Sc.

Pembimbing I



Ir. I Made Sumertajaya, M.Si.

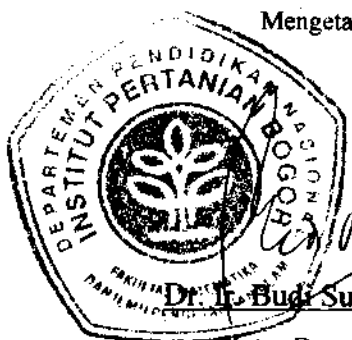
Pembimbing II



Drs. Untung Haryanto, M.Si., APU

Pembimbing III

Mengetahui,



Dr. Ir. Budi Susetyo, MS

Ketua Departemen

## RIWAYAT HIDUP

Penulis dilahirkan di kota Jakarta pada hari Jumat, 18 September 1981 dari pasangan Endang Tresna Dharma dan Maryamah. Penulis adalah anak keempat dari lima bersaudara.

Penulis menyelesaikan pendidikan dasar di SD Negeri 05 Petang, Jakarta tahun 1993, lulus dari SLTP Negeri 211 Jakarta dan SMU Negeri 38 Jakarta berturut-turut pada tahun 1996 dan 1999. Penulis diterima sebagai mahasiswa di Jurusan Statistika Institut Pertanian Bogor pada tahun 1999 melalui jalur Ujian Masuk Perguruan Tinggi Negeri (UMPTN).

Penulis pernah aktif di Himpunan Profesi Mahasiswa Statistika Gamma Sigma Beta, Ikatan Himpunan Mahasiswa Statistika Indonesia, Keluarga Mahasiswa Muslim Statistika, dan menjadi panitia beberapa kegiatan yang diselenggarakan oleh Badan Eksekutif Mahasiswa FMIPA maupun Himpunan Profesi Mahasiswa Statistika FMIPA IPB serta instruktur Pelatihan Komputer. Pada Bulan Februari sampai April 2003, penulis mengikuti kegiatan Praktik Lapangan di Badan Pusat Statistik (BPS).



## DAFTAR ISI

DAFTAR TABEL .....	ix
DAFTAR GAMBAR .....	ix
DAFTAR LAMPIRAN .....	x
<b>PENDAHULUAN</b>	
Latar Belakang .....	1
Tujuan .....	1
<b>TINJAUAN PUSTAKA</b>	
Curah Hujan dan Ukuran Curah Hujan .....	1
Eksplorasi deret Waktu .....	2
Proses Stasioner .....	2
Koefisien Korelasi Diri .....	3
Koefisien Korelasi Diri Parsial .....	3
Model Regresi Diri ( <i>Autoregressive</i> ) .....	3
Model Rataan Bergerak ( <i>Moving Average</i> ) .....	3
Model ARIMA (p,d,q) .....	4
Regresi Linier Berganda .....	5
Autokorelasi .....	6
Pengujian Parameter Regresi .....	6
Keterandalan Model Regresi .....	7
Model Fungsi Transfer .....	7
<b>BAHAN DAN METODE</b>	
Data .....	9
Metode .....	10
<b>HASIL DAN PEMBAHASAN</b>	
Deskripsi Data Asli .....	10
Uji Kehomogenan Ragam .....	10
Peramalan Curah Hujan dengan ARIMA .....	11
Pemilihan Model Peramalan ARIMA .....	11
Peramalan Curah Hujan Bulanan .....	11
Peramalan <i>Inflow</i> dengan Analisis Regresi .....	11
Peramalan <i>Inflow</i> dengan Fungsi Transfer .....	13

**KESIMPULAN DAN SARAN**

Kesimpulan ..... 15  
 Saran ..... 15

DAFTAR PUSTAKA ..... 17  
 LAMPIRAN ..... 18

**DAFTAR TABEL**

1. Hasil Peramalan Curah Hujan Bulanan DAS Saguling Tahun 2002..... 11  
 2. Hasil *Inflow* Bulanan DAS Saguling Tahun 2002..... 16  
 3. Hasil Peramalan Curah Hujan Bulanan dan *Inflow* Bulanan DAS Saguling Tahun 2003... 16

**DAFTAR GAMBAR**

1. Konsep Fungsi Transfer ..... 7  
 2. Plot *Inflow* dan Curah Hujan Bulanan DAS Saguling Periode 1986-2002 ..... 9  
 3. Plot Curah Hujan Bulanan DAS Saguling Periode Tahun 1986-2001 ..... 9  
 4. Plot Curah Hujan Bulanan DAS Saguling Periode Tahun 1986-2001 Setelah Transformasi dan Pembedaan Orde 1 ..... 10  
 5. Uji Kolmogorv-Smirnov Peubah Curah Hujan dan Curah Hujan *Lag* 1 ..... 11  
 6. Plot Kenormalan Sisaan dan Dugaan Peubah Curah Hujan dan Curah Hujan *Lag* 1 ..... 11  
 7. Curah Hujan dan *Inflow* Bulanan pada DAS Saguling ..... 12  
 8. Plot Pola Data *Inflow* Hasil Ramalan Tahun 2002 dan Plot Pola Data Aktualnya ..... 12



## DAFTAR LAMPIRAN

1. Gambar Peta Penakar Hujan di DAS Saguling Jawa Barat .....	19
2. Petunjuk Untuk Pendugaan Orde Model Non-musiman Maupun Musiman Proses ARIMA Berdasarkan Plot ACF dan PACF .....	20
3. Algoritma Peramalan .....	21
4. Plot Korelasi Diri dan Korelasi Diri Parsial Data Hasil Transformasi dan Pembedaan 1 ..	23
5. Hasil Peramalan ARIMA (0,1,0) (0,0,2) 12 Xt .....	23
6. Plot Korelasi Diri Sisaan dan Korelasi Diri Parsial Sisaan ARIMA (0,1,0)(0,0,2)12Xt ...	23
7. Hasil <i>Overfitting</i> Makro Minitab .....	24
8. Plot Korelasi Diri Sisaan dan Korelasi Diri Parsial Sisaan ARIMA (1,0,0)(1,0,1)12Xt ...	24
9. Hasil Peramalan model ARIMA (1,0,0) (1,0,1) 12 Xt untuk Tahun 2002 .....	24
10. Hasil Peramalan model ARIMA (1,0,0) (1,0,1) 12 Xt untuk Tahun 2003 .....	25
11. Hasil Regresi Berganda Antara <i>Inflow</i> dengan Curah Hujan .....	25
12. Hasil Peramalan model ARIMA (0,1,2) (1,0,1) 12 Xt untuk Deret Sisaan .....	25
13. Plot Korelasi Diri Sisaan dan Korelasi Diri Parsial Sisaan ARIMA (0,1,2)(1,0,1)12Xt ...	26
14. Hasil Peramalan dan Bias Model Regresi untuk Tahun 2002 .....	26
15. Hasil Peramalan dan Bias Model Regresi untuk Tahun 2003 .....	26
16. Hasil Peramalan ARIMA (1,0,0) (1,0,1) 12 X <sub>t</sub> .....	26
17. Hasil Korelasi Silang Antara <i>Inflow</i> dengan Curah Hujan .....	27
18. Uji Q Box-Pierce Nilai Korelasi Diri Sisaan Awal .....	27
19. Nilai Korelasi Diri Deret Sisaan Awal (n <sub>t</sub> ) .....	27
20. Nilai Korelasi Diri Parsial Deret Sisaan Awal (n <sub>t</sub> ) .....	28
21. Hasil Uji-t Parameter Fungsi Transfer (2,1,0) .....	28
22. Hasil Uji Q Box-Pierce untuk Masalah Autokorelasi Deret Sisaan Akhir .....	28
23. Nilai Korelasi Diri Deret Sisaan Akhir (n <sub>t</sub> ) .....	28
24. Nilai Korelasi Diri Parsial Deret Sisaan Akhir (n <sub>t</sub> ) .....	29
25. Hasil Uji Q Box-Pierce untuk Masalah Kebebasan Deret Sisaan Akhir dengan Input .....	29
26. Hasil Uji-t Parameter Akhir Fungsi Transfer (1,1,0) .....	29
27. Hasil Uji Q Box-Pierce untuk Masalah Autokorelasi Fungsi Transfer (1,1,0) .....	29
28. Hasil Uji Q Box-Pierce untuk Masalah Kebebasan Deret Sisaan Akhir dengan Input Fungsi Transfer (1,1,0) .....	30
29. Hasil Peramalan <i>Inflow</i> Fungsi Transfer untuk Tahun 2002 .....	30
30. Hasil Peramalan <i>Inflow</i> Fungsi Transfer untuk Tahun 2002 .....	30

## PENDAHULUAN

### Latar Belakang

Sungai Citarum merupakan sungai yang terbesar di Jawa Barat. Daerah Aliran Sungai (DAS) Citarum meliputi areal lebih dari 6.000 km<sup>2</sup>, sebagai bagian dari kabupaten Bandung, Purwakarta, Cianjur, Cimahi, dan Soreang (Lampiran 1). DAS Citarum merupakan DAS yang penting bagi kehidupan masyarakat dan industri, khususnya di Jawa Barat. DAS ini sangat bermanfaat bagi pertanian, perikanan, PLTA, air baku Jakarta, dan lain-lain.

Pada DAS Citarum terdapat tiga instalasi penting, yaitu waduk Saguling, waduk Cirata, dan waduk Juanda (waduk Jati luhur). Ketiga waduk tersebut tersusun secara bertingkat (*cascade*), pada bagian hulu terdapat waduk Saguling yang DAS-nya terletak pada ketinggian 500-800 m di atas permukaan laut, kemudian di tengah terdapat waduk Cirata (200-500 m dpl), dan terakhir waduk Juanda (50-200 m dpl) terletak pada bagian hilir (Lampiran 1).

Diantara ketiga instalasi itu, waduk Saguling mempunyai peranan yang penting, karena selain merupakan daerah takaran hujan yang paling luas ( $\pm 50\%$  dari DAS Citarum), juga karena terletak di bagian hulu DAS Citarum. Dengan demikian secara langsung aliran dari DAS Saguling akan mempengaruhi aliran DAS Citarum secara keseluruhan. Karena itu penelitian curah hujan dan *inflow* di daerah DAS Saguling akan sangat penting untuk memberikan gambaran secara umum terhadap sumber daya air DAS Citarum.

Besarnya *inflow* yang terukur pada sungai utama merupakan akumulasi dari masa air hujan yang terjadi di lokasi tersebut ditambah limpasan dari lokasi lain. Karena Saguling terletak di bagian hulu, maka alirannya sangat dipengaruhi oleh hujan yang terjadi di daerah tersebut.

Terjadinya perubahan *inflow* DAS Saguling yang cukup signifikan akan dapat mempengaruhi kehidupan masyarakat di Jawa Barat, karena itu diperlukan suatu perencanaan yang baik dalam mengelola DAS Saguling. Hal ini penting untuk menghindari kelebihan persediaan air yang menyebabkan banjir maupun kekurangan persediaan air yang menyebabkan kekeringan dan tidak maksimalnya PLTA.

Adanya variasi curah hujan, baik akibat dari pengaruh lokal (arah angin dan topografi) maupun pengaruh global (*El Nino* dan *La Nina*) menyebabkan adanya anomali aliran. Apabila hal ini tidak diantisipasi, maka akibatnya sangat

mengganggu, baik dalam produksi listrik maupun dalam bidang pertanian, dan yang lainnya.

Mengingat fungsinya yang sangat vital dari air waduk Saguling tersebut, maka diperlukan pengelolaan air waduk secara baik. Salah satu caranya adalah membuat perencanaan produksi listrik, dengan memanfaatkan informasi potensi aliran masuk ke waduk Saguling bila terjadi fenomena curah hujan, yang akan menentukan besarnya *inflow* masuk ke waduk Saguling.

Oleh karena itu peramalan tentang curah hujan di daerah DAS Saguling diharapkan dapat membantu dalam menduga aliran DAS Saguling. Sehingga informasi ini dapat dipergunakan dalam membuat perencanaan pengelolaan air yang berkelanjutan pada waduk Saguling pada khususnya dan DAS Citarum pada umumnya.

### Tujuan

Tujuan dari penelitian ini antara lain:

1. Mengkaji keterkaitan antara *inflow* dengan curah hujan rata-rata DAS Saguling.
2. Membuat model peramalan curah hujan bulanan DAS Saguling.
3. Meramalkan *inflow* DAS Saguling beberapa bulan ke depan.

Hasil dari penelitian ini diharapkan dapat dijadikan bahan pertimbangan bagi pihak pengelola waduk Saguling dalam membuat perencanaan pengelolaan air waduk Saguling yang berkelanjutan sebagai antisipasi agar tidak menimbulkan dampak negatif yang akan merugikan masyarakat Jawa Barat.

## TINJAUAN PUSTAKA

### Curah Hujan dan Ukuran Curah Hujan

Curah hujan diukur dengan "mm hujan", yaitu total tebal air hujan terukur pada suatu luasan daerah tertentu atau tinggi air hujan yang tertampung oleh daerah seluas satu meter persegi tanpa mengalami penyerapan, penguapan, dan aliran permukaan. Jadi curah hujan 1 mm setara dengan volume air hujan 1 m x 1 m x 0.001 m<sup>3</sup> atau 1 liter per m<sup>2</sup>. Sedangkan curah hujan rata-rata mingguan, dekade, bulanan, musiman maupun tahunan didapat dengan cara menjumlahkan curah hujan harian hasil pengukuran sesuai dengan periode waktu yang diperlukan dan dibagi dengan periode waktu tersebut (Hidayati, 1983).

Hubungan antara curah hujan dan aliran sangat rumit. Parameter yang terkait tidak dapat dinyatakan secara teliti. Sebagian dari presipitasi

telah hilang karena peresapan dan penguapan-peluhan, sebagian lagi akan tersimpan sementara untuk selanjutnya diuapkan. Dengan mempertimbangkan faktor tersebut, secara umum persamaan hidrologi untuk suatu periode tertentu dapat dinyatakan (Sugiyono, 1999) :

$$P_m = Q_m + I_m + E_m + I_s + D_s + S_d$$

dalam hal ini :

$P_m$  = Presipitasi

$Q_m$  = Aliran permukaan

$I_m$  = Peresapan total

$E_m$  = Penguapan dan pemeluhan

$I_s$  = Pencegatan total

$D_s$  = Simpanan sementara

$S_d$  = Simpanan cekungan

Namun persamaan hidrologi tersebut dapat diturunkan secara sederhana berdasarkan hukum kekekalan masa (Sugiyono, 1999) :

$$\text{Aliran masuk} = \text{Aliran keluar} + \Delta \text{ Simpanan}$$

Persamaan tersebut memperlihatkan bahwa selama periode yang ditinjau, aliran masuk total pada suatu luasan harus sama dengan aliran keluar total ditambah perubahan terhadap simpanan. Sumber utama aliran masuk adalah curah hujan, sedangkan sumber aliran keluar adalah aliran permukaan, penguapan, pemeluhan, dan pencegatan. Perubahan simpanan adalah pengaruh perubahan lengas, simpanan cekungan dan simpanan sementara (Sugiyono, 1999).

Di Indonesia, curah hujan merupakan satu-satunya masa air yang masuk (*input*) pada sistem hidrologi. Dengan demikian fenomena melalui anomali yang terjadi pada curah hujan akan berpengaruh pada aliran permukaan atau *inflow* pada sistem DAS, yang selanjutnya menimbulkan anomali *inflow* (Haryanto, 2003).

### Eksplorasi Deret Waktu

Data deret waktu adalah barisan pengamatan suatu peubah berdasarkan urutan waktu (Montgomery *et al.*, 1990). Menurut Makridakis *et al.* (1983), untuk peramalan data deret waktu terdapat dua jenis model peramalan kuantitatif dengan memperhatikan model-model yang mendasarinya, yaitu model deret waktu (*time series*) dan model regresi (*kausal*).

Tahap awal dalam analisis deret waktu adalah melakukan plot data deret waktu, untuk memilih sebuah model deret waktu yang tepat dengan mempertimbangkan dan mencermati jenis pola data deret waktu. Metode ARIMA merupakan suatu model yang sangat akurat untuk

analisis deret waktu. Metode ini memberikan kajian yang teliti dan dapat digunakan dalam berbagai situasi, di mana terdapat data dalam periode yang wajar. Asumsi dalam pemodelan data deret waktu didasarkan pada proses '*white noise*' atau galat acak (Montgomery *et al.*, 1990).

### Proses Stasioner

Syarat utama dalam peramalan menggunakan model ARIMA adalah data yang bersifat stasioner baik dalam rata-rata maupun dalam ragam. Data dikatakan stasioner jika fluktuasi data berada di sekitar nilai yang konstan (stasioner dalam rata-rata) dan ragam dari fluktuasi tersebut tetap konstan dari waktu ke waktu (stasioner dalam ragam). Pemeriksaan kestasioneran data dapat dilihat dari plot data terhadap waktu dan plot korelasi dirinya (ACF).

Data deret waktu yang tidak stasioner dalam nilai tengah dapat distasionerkan dengan menggunakan pembedaan (*differencing*), yaitu dengan mengurangkan data pada waktu ke- $t$  dengan data pada waktu ke- $(t-i)$  (Montgomery *et al.*, 1990). Pembedaan ke- $i$  dituliskan sebagai :

$$X'_t = X_t - X_{t-i}$$

Deret baru  $X'_t$  akan mempunyai  $n-1$  buah nilai dan akan stasioner apabila tren dari data awal  $X_t$  adalah linier (pada orde pertama).

Variasi besarnya fluktuasi dengan waktu menunjukkan adanya ketidakstasioneran dalam ragam data. Untuk memperoleh kestasioneran ragam adalah melalui transformasi logaritma atau akar dua terhadap data (Makridakis *et al.*, 1983).

Kehomogenan ragam dapat diuji dengan menggunakan uji Bartlett, yakni menggunakan pendekatan sebaran khi-kuadrat dengan  $(k-1)$  derajat bebas. Apabila  $\chi^2 < \chi^2_{(\alpha, k-1)}$  maka kehomogenan ragam telah terpenuhi.

Kehomogenan ragam dapat pula diuji dengan uji Levene. Misalkan tersedia  $k$  contoh bebas dengan  $k \geq 2$  dan setiap contoh ke- $i$  memiliki data sebanyak  $n_i$ . Kemudian diasumsikan bahwa  $Z_{ij} = |X_{ij} - \bar{X}_i|$  dengan  $i = 1, 2, \dots, k$  dan  $j = 1, 2, \dots, n_i$ . Kemudian statistik Levene dicari dengan persamaan berikut :

$$W = \frac{(N-k) \sum_{i=1}^k n_i (\bar{Z}_i - \bar{Z}_{..})^2}{(k-1) \sum_{i=1}^k \sum_{j=1}^{n_i} (Z_{ij} - \bar{Z}_i)^2}$$



$$N = \sum_{i=1}^k n_i$$

Tolak hipotesis mengenai kehomogenan ragam pada taraf nyata  $\alpha$  jika  $W > F_{k-1, n-k, 1-\alpha}$ .

Uji Bartlett digunakan jika data menyebar normal dan uji Levene jika data tidak normal. Biasanya kedua uji memberikan kesimpulan yang sama, tapi jika kesimpulan berbeda dilakukan uji kenormalan data (Johnson & Wichern, 1998).

**Koefisien Korelasi Diri**

Koefisien ini menunjukkan keeratan hubungan linier antara nilai variabel yang sama tetapi pada periode waktu yang berbeda. Rumus umumnya (Bowerman & O'Connel, 1987) :

$$r_k = \frac{\sum_{i=1}^{n-k} (X_i - \bar{X})(X_{i+k} - \bar{X})}{\sum_{i=1}^n (X_i - \bar{X})^2}$$

Fungsi korelasi diri digunakan untuk menentukan apakah secara statistik nilainya berbeda nyata dari nol apa tidak, untuk itu perlu dihitung simpangan bakunya dengan rumus (Bowerman & O'Connel, 1987) :

$$S(r_k) = N^{-1/2} (1 + \sum_{j=1}^{k-1} r_j^2)^{1/2}$$

Pada contoh yang cukup besar nilai  $r_k$  ini menyebar normal, sehingga uji-t pada pengujian hipotesis bahwa nilai  $r_k$  ini sama dengan nol adalah sah (Box & Jenkins, 1976).

Selang kepercayaan yang dipilih adalah 95%, maka batas signifikannya adalah :

$$-Z_{\alpha/2} x S(r_k) \text{ s/d } Z_{\alpha/2} x S(r_k)$$

**Koefisien Korelasi Diri Parsial**

Korelasi diri parsial ( $r_{kk}$ ) digunakan untuk mengukur tingkat keeratan antara  $X_t$  dan  $X_{t-k}$ , apabila pengaruh dari lag ke-1, 2, dan seterusnya sampai k-1 dianggap terpisah. Rumus umumnya adalah (Bowerman & O'Connel, 1987) :

$$r_{kk} = r_1 \frac{r_k - \sum_{j=1}^{k-1} r_{k-1,j} r_{k-j}}{1 - \sum_{j=1}^{k-1} r_{k-1,j} r_j}$$

Notasi pertama berlaku jika  $k = 1$ . Untuk  $k = 2, 3$ , dan seterusnya digunakan notasi kedua, ketiga, dan seterusnya.

Plot fungsi korelasi diri (*Autocorrelation Function, ACF*) dan plot fungsi korelasi diri parsial (*Partial Autocorrelation Function, PACF*) adalah alat yang sangat berguna dalam membangun model peramalan ARIMA untuk suatu data deret waktu.

**Model Regresi Diri (Autoregressive)**

Model regresi diri berorde p, yang disingkat AR (p) menyatakan bahwa nilai pengamatan pada periode ke-t yang merupakan peubah tak bebas ( $Y_t$ ) adalah hasil regresi atau dipengaruhi oleh nilai-nilai pengamatan sebelumnya selama p periode (Makridakis *et al.*, 1983). Dengan kata lain menyatakan ketergantungan nilai pengamatan  $X_t$  terhadap  $X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_{t-p}$ .

Secara umum model AR (p) diformulasikan sebagai berikut (Makridakis *et al.*, 1983) :

$$X_t = \xi + \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \dots + \phi_p X_{t-p} + \varepsilon_t$$

$$\Phi_p(B)X_t = \xi + \varepsilon_t$$

- untuk :  $B^p X_t = X_{t-p}$
- $X_t$  = nilai pengamatan pada waktu ke-t
- $\xi$  = konstanta
- $\phi_j$  = parameter regresi diri ke-j
- $\Phi_p$  = operator polinomial regresi diri
- $B$  = operator *shift* mundur
- $\varepsilon_t$  = nilai kesalahan paa saat ke-t

**Model Rataan Bergerak (Moving Average)**

Perbedaan antara model MA dengan model AR terletak pada variabel bebasnya. Jika pada model AR variabel bebasnya adalah nilai sebelumnya (*lag*) dari variabel tak bebas itu sendiri ( $X_t$ ). Sedangkan pada model MA variabel bebasnya adalah nilai residual pada periode sebelumnya. Rumus umum proses MA (q) adalah sebagai berikut (Makridakis *et al.*, 1983) :

$$X_t = \xi - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \dots - \theta_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t$$

$$X_t = \xi + \Theta_q(B)\varepsilon_t$$

- untuk :  $B^q \varepsilon_t = \varepsilon_{t-q}$
- $\varepsilon_t$  merupakan galat acak yang diasumsikan menyebar normal.

Grafik cipta milik IPB University

IPB University

Hal-Cara-Atendansi-Listrik-Untung  
 1. Mengukur kemampuan daya listrik dalam suatu sistem tenaga pemukiman dan menyediakan sumber  
 2. Mengukur kemampuan daya listrik dalam suatu sistem tenaga pemukiman dan menyediakan sumber  
 3. Mengukur kemampuan daya listrik dalam suatu sistem tenaga pemukiman dan menyediakan sumber  
 4. Mengukur kemampuan daya listrik dalam suatu sistem tenaga pemukiman dan menyediakan sumber  
 5. Mengukur kemampuan daya listrik dalam suatu sistem tenaga pemukiman dan menyediakan sumber

### Model ARIMA (p, d, q)

Model ARIMA adalah model campuran antara regresi diri (AR) dan rata-rata bergerak (MA) terhadap data yang telah mengalami pembedaan sebanyak  $d$  kali terhadap. Model ini digunakan untuk data yang tidak stasioner dalam rata-rata tetapi homogen dalam ragam dan tidak mempunyai faktor musiman (Box dan Jenkins, 1976). Bentuk umum ARIMA (p,d,q) adalah :

$$\phi(B)(1-B)^d y_t = \theta(B)\epsilon_t,$$

dengan  $B$  adalah operator langkah mundur, serta  $\phi$  dan  $\theta$  masing-masing merupakan komponen AR dan MA.

Pemasukan faktor musiman (S) ke dalam model akan dapat mereduksi besarnya sisaan sistematis yang disebabkan oleh faktor musim, akan tetapi sekaligus menambah kerumitan penjelasan teoritis bagaimana proses ini berlangsung (Makridakis *et al.*, 1983). Bentuk umum dari model campuran dengan faktor musiman ini adalah ARIMA (p,d,q)(P,D,Q)<sup>S</sup> :

$$\phi B \Phi (B^s) (1-B)^d (1-B^s)^D y_t = \theta(B) \Theta (B^s) \epsilon_t,$$

pada persamaan tersebut  $\Phi$  merupakan komponen AR musiman dan  $\Theta$  merupakan komponen MA musiman, serta D dan S masing-masing adalah ordo pembedaan dan panjang periode musiman (Makridakis *et al.*, 1983).

Metode yang biasa digunakan untuk pembuatan model ARIMA adalah metode Box-Jenkins (Makridakis *et al.*, 1983) yang prosedurnya meliputi lima tahap, yaitu :

#### 1. Identifikasi Model

Identifikasi model beranjak dari struktur data yang bersifat stasioner. Dari data yang telah stasioner dapat diperoleh model sementara dengan mengamati fungsi korelasi diri (ACF) dan fungsi korelasi diri parsialnya (PACF).

Ciri proses AR adalah koefisien korelasi diri turun mendekati nol secara cepat dengan bertambahnya waktu ketertinggalan. Ordo proses ini dapat ditentukan dengan melihat berapa banyak koefisien korelasi diri parsial pertama yang berbeda dengan nol. Jika proses regresi diri mempunyai ordo  $p$ , AR( $p$ ), maka koefisien regresi diri parsial untuk  $i > p$  akan tidak berbeda nyata dengan nol (Makridakis *et al.*, 1983).

Proses rata-rata bergerak (MA) dapat diketahui dari nilai koefisien korelasi diri parsial data yang menurun secara eksponensial atau berbentuk

gelombang sinus yang terendam dengan bertambahnya waktu ketertinggalan. Sebagian besar proses rata-rata bergerak yang terjadi pada data deret waktu mempunyai ordo satu atau dua, MA(1) atau MA(2) (Makridakis *et al.*, 1983). Untuk lebih jelasnya, dalam mengidentifikasi proses ARIMA dari plot korelasi diri dan korelasi diri parsialnya dapat dilihat di Lampiran 2.

#### 2. Pendugaan Parameter Model

Setelah model sementara diperoleh, kemudian dilakukan pendugaan parameter-parameter model tersebut. Banyaknya parameter yang akan diduga bergantung pada banyaknya koefisien model sementara. Makridakis *et al.* (1983), mengemukakan salah satu cara mendasar dalam pendugaan parameter model adalah dengan cara mencoba-coba (*trial & error*), menguji beberapa nilai yang berbeda dan memilih salah satu yang memiliki nilai kuadrat tengah galat (KTG) minimum. Secara umum KTG dapat dituliskan (Walpole, 1982) :

$$KTG = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{y}_i - \bar{y})^2}{n}$$

dengan  $\hat{y}_i$  adalah nilai  $y$  ke- $i$  dugaan dan  $\bar{y}$  adalah nilai rata-rata dari  $y$ .

Nilai dugaan parameter diuji dengan statistik uji-t pada taraf  $\alpha$  tertentu untuk melihat apakah parameter tersebut mempunyai pengaruh yang nyata atau tidak terhadap model. Nilai dugaan parameter tersebut nyata berpengaruh terhadap model apabila nilai mutlak  $t$  ( $t_{\hat{\theta}} = \hat{\theta} / S_{\hat{\theta}}$ ) lebih besar dari nilai kritis pada tabel t-student dengan taraf nyata  $\alpha/2$  dan derajat bebas ( $n$  dikurangi jumlah parameter model) atau nilai peluang statistik  $t$  kurang dari taraf nyata  $\alpha$ .  $\hat{\theta}$  adalah nilai dugaan dan  $S_{\hat{\theta}}$  adalah galat baku bagi parameter (Bowerman & O'Connell, 1987).

#### 3. Pengujian Model

Pengujian kebaikan model atau biasa disebut diagnosis sisaan dapat dilakukan dengan mempelajari nilai sisa untuk melihat apakah masih terdapat pola yang belum diperhitungkan. Dalam pengujian model ini, diharapkan nilai sisaannya menyebar normal  $N(0, \sigma^2)$ . Selain itu diharapkan sebaran nilai sisaannya bersifat acak. Dengan memperhatikan nilai korelasi diri sisaannya (RACF) atau dengan melihat nilai

statistik Q Box-Pierce yang menunjukkan sekelompok korelasi diri sisaan secara nyata berbeda dari nol.

Statistik uji Q ini menyebar mengikuti sebaran  $\chi^2$  dengan derajat bebas  $(k-n)$ , dimana k adalah lag tertinggi yang diamati dan n adalah jumlah ordo regresi diri dan rataaan bergerak baik regular maupun musiman. Jika nilai Q lebih besar dari nilai  $\chi^2_{(1-\alpha)(k-n)}$  untuk tingkat kepercayaan tertentu atau nilai peluang statistik Q lebih kecil dari taraf nyata  $\alpha$ , maka dapat disimpulkan bahwa model kurang sesuai (Bowerman & O'Connell, 1987). Persamaan statistik uji Q Box-Pierce menurut Makridakis *et al.* (1983) adalah :

$$Q = (N-d) \sum_{c=1}^k r_c^2$$

dalam hal ini,

$\sum_{c=1}^k r_c^2$  = jumlah korelasi diri sisaan untuk lag ke-k

n = banyaknya amatan pada data awal

d = ordo pembedaan

k = lag tertinggi

Pemeriksaan kesesuaian model dapat juga dilakukan dengan memeriksa plot korelasi diri sisaan (RACF) dan plot korelasi diri parsial sisaan (RPACF). Model yang sesuai akan ditunjukkan oleh tidak adanya nilai korelasi diri sisaan dan nilai korelasi diri parsial sisaan yang berbeda nyata dengan nol (Bowerman & O'Connell, 1987).

#### 4. Peramalan

Peramalan merupakan suatu proses pendugaan data beberapa periode waktu ke depan. Untuk meramal sejauh a periode ke depan dari titik waktu t, maka dipilih suatu model yang mempunyai KTG minimum. Perhitungan dilakukan secara rekursif, yaitu menghitung peramalan satu periode, kemudian dua periode, dan seterusnya sampai a periode ke depan.

Pengukuran ketepatan hasil peramalan dilakukan dengan melihat nilai selang kepercayaan  $(100 - \alpha)\%$ , yaitu :

$$y_t(a) \pm Z_{\alpha/2} S\{\varepsilon_t(a)\} \text{ yang minimum.}$$

Dengan  $\varepsilon_t(a)$  adalah galat peramalan dan  $S\{\varepsilon_t(a)\}$  adalah akar ragam galat.

#### 5. Validasi Model Peramalan

Validasi model peramalan dilakukan terhadap beberapa model terpilih. Model

peramalan optimum diperoleh apabila model mempunyai KTG dan JKG minimum. JKG atau MSE (*mean square error*) secara umum digunakan sebagai ukuran keakuratan pendugaan nilai data deret waktu. Rumus umumnya adalah (Makridakis *et al.*, 1983) :

$$MSE = \frac{\sum_{t=1}^n (X_t - F_t)^2}{n}$$

dengan  $X_t$  adalah data aktual sedangkan  $F_t$  adalah data hasil ramalan dan n adalah banyaknya contoh yang diamati (Makridakis *et al.*, 1983).

Selain itu, ukuran lain yang sering digunakan dalam pemeriksaan ketepatan model terhadap nilai aktual yang terjadi dalam pemilihan model peramalan adalah MAPE, yaitu persentase kesalahan peramalan absolut (*Mean Absolute Percentage Error*), yang dinyatakan dengan (Makridakis *et al.*, 1983) :

$$MAPE = \frac{\sum_{t=1}^n \left| \frac{X_t - F_t}{X_t} \right|}{n} \times 100$$

Semakin kecil nilai MAPE menunjukkan data hasil peramalan mendekati nilai aktual (Makridakis *et al.*, 1983).

#### Regresi Linier Berganda

Analisis regresi merupakan suatu bentuk metode penaksiran yang sangat kuat dan merupakan pendekatan kausal yang paling banyak dipakai untuk peramalan. Teknik ini mencoba memperkirakan keadaan di masa yang akan datang dengan menemukan dan mengukur beberapa variabel bebas yang penting beserta pengaruh mereka terhadap variabel tak bebas yang akan diramalkan (Makridakis *et al.*, 1983).

Secara umum jika ada satu peubah terikat tergantung pada satu atau lebih peubah bebas, maka hubungan di antara peubah ini dapat dicirikan melalui model statistika yang disebut model regresi (Gaspersz dalam Buitenzorgy, 2000). Suatu model regresi dikatakan linier jika model tersebut linier di dalam parameter. Model regresi yang memiliki lebih dari satu peubah bebas dan linier dalam koefisiennya disebut model regresi linier berganda. Secara teoritis, bentuk umum menurut Walpole (1982) adalah :

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \dots + \beta_k x_{ki} + \varepsilon_i$$

dalam hal ini,

$Y_i$  = nilai peubah respon pada amatan ke- $i$   
 $x_{ji}$  = nilai peubah bebas ke- $j$  amatan ke- $i$   
 $\beta_0$  = konstanta  
 $\beta_k$  = koefisien regresi peubah  $x_k$   
 $\varepsilon_i$  = sisaan ke- $i$   
 dengan  $b_i$  = penduga dari  $\beta_i$ .

Model regresi teoritis memiliki asumsi tertentu, sehingga penerapan praktis model tersebut menuntut pemakai untuk menguji asumsi tersebut dalam konteks permasalahan yang ada. Terdapat empat asumsi dasar :

1. Linier dalam parameter. Jika asumsi ini diabaikan, maka uji-F dan uji-t tidak sah.
2. Nilai sisa *independent* (bebas). Model dikatakan baik jika tidak ada autokorelasi pada sisaan. Salah satu cara untuk menguji asumsi ini adalah dengan statistik Durbin-Watson (Walpole, 1982):

$$d = \frac{\sum_{i=2}^n (e_i - e_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^n e_i^2}$$

Nilai  $d$  dibandingkan dengan nilai  $d_U$  dan  $d_L$  yang diperoleh dari tabel pada taraf  $\alpha$  dengan 5 wilayah keputusan :  $d < d_L$ ;  $d_L < d < d_U$ ;  $d_U < d < 4-d_U$ ;  $4-d_U < d < 4-d_L$ ;  $d > 4-d_L$ . Jika  $d$  berada pada selang pertama atau kelima, maka disimpulkan ada korelasi positif atau negatif pada sisaan; jika  $d$  dalam selang kedua atau keempat maka tidak ada kesimpulan yang dapat diambil (*inconclusif*). Diharapkan  $d$  berada pada selang ketiga ( $d$  bernilai sekitar 2) yang mengisyaratkan bahwa tidak lagi terdapat autokorelasi sisaan.

3. Ragam konstan (*homoskedastisitas*). Model regresi menganggap distribusi kesalahan menyebar secara normal di sekitar nilai tengah nol dan memiliki ragam konstan.
4. Sisaan menyebar normal. Salah satu uji untuk kenormalan sisaan adalah statistik Kolmogorov-Smirnov. Sisaan menyebar normal jika nilai peluang statistik ini lebih besar dari taraf nyata 0.05 dan plotnya membentuk garis lurus.

### Autokorelasi

Masalah utama dalam peramalan data deret waktu adalah masalah autokorelasi. Ada beberapa konsekuensi yang diakibatkan dengan adanya autokorelasi pada deret sisaan :

1. Pendugaan parameter dengan metode kuadrat terkecil akan menjadi bias.

2. Ragam dari pendugaan parameter akan menjadi lebih besar.
3. Kebebasan sisaan akan diabaikan.
4. Peramalan dengan menggunakan metode kuadrat terkecil akan menjadi tidak efisien.

Salah satu cara mengatasi masalah autokorelasi adalah dengan memodelkan deret sisaan dan memasukkannya ke dalam model awal sebagai peubah penjelas. Misalkan model regresi yang didapat sebelumnya adalah :

$$Y_i = b_0 + b_1 X_i + b_2 X_{i-1} + u_i$$

di mana  $u_i$  merupakan deret sisaan yang mengalami masalah autokorelasi. Maka deret sisaan tersebut kita modelkan dengan :

$$u_i = \rho_0 u_i + \rho_1 u_{i-1} + a_i$$

Kemudian deret sisaan tersebut dimasukkan kembali ke dalam model, sehingga model akhir peramalannya menjadi :

$$Y_i = b_0 + b_1 X_i + b_2 X_{i-1} + \rho_0 u_i + \rho_1 u_{i-1} + a_i$$

di mana  $b_i$  adalah koefisien regresi deret sisaan dan  $\rho_i$  adalah koefisien deret sisaan (Koutsoyiannis, 1977).

### Pengujian Parameter Regresi

Pengujian koefisien regresi dapat dilakukan dengan :

1. Uji-F untuk pengujian menyeluruh, yaitu menguji secara bersama apakah parameter dalam model dapat menerangkan respon secara signifikan. Hipotesis yang digunakan :  
 $H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_k = 0$   
 $H_1 : \text{sekurang-kurangnya ada } \beta_i \neq 0,$   
 $i = 1, 2, \dots, k.$   
 Statistik uji-F nya adalah (Walpole, 1982):

$$F_{ku} = \frac{KTR}{KTG} = \frac{\sum_{i=1}^k (\hat{y} - \bar{y})^2 / k}{\sum_{i=1}^n (y - \bar{y})^2 / (n - k - 1)}$$

dengan :

KTR = Kuadrat Tengah Regresi

KTG = Kuadrat Tengah Galat

Hipotesis nol akan ditolak apabila  $F_{ku} > F$ -tabel untuk db ( $k, n-k-1$ ) pada tingkat  $\alpha$  tertentu (Draper & Smith dalam Buitenzorgy, 2000). Hal ini berarti model regresi signifikan.

*P-value* (nilai-p) juga dapat digunakan untuk memutuskan apakah menolak atau menerima hipotesis nol. Nilai-p menggambarkan peluang untuk membuat galat jenis I, yaitu

memutuskan untuk menolak  $H_0$  padahal  $H_0$  benar. Semakin kecil nilai-p, semakin kecil peluang membuat kesalahan akibat menolak  $H_0$ . Artinya berdasarkan nilai-p yang ada, bila nilai-p <  $\alpha$  maka hipotesis nol ditolak pada tingkat  $\alpha$  tertentu.

- 2. Uji-t digunakan untuk menguji pengaruh koefisien-koefisien regresi terhadap respon secara parsial. Bentuk hipotesisnya adalah :

$$H_0 = \beta_j = 0$$

$$H_1 = \beta_j \neq 0, j = 1, 2, \dots, k.$$

Untuk menguji hipotesis nol digunakan uji-t (Walpole, 1982):

$$t_{ku} = \frac{b_j - \beta_j}{s_e(b_j)}$$

dengan :

- $b_j$  = koefisien ke-j yang diduga
- $\beta_j$  = parameter ke-j yang dihipotesiskan
- $s_e(b_j)$  = galat baku  $b_j$

Jika nilai-t hitung lebih besar dari nilai kritis t pada tingkat  $\alpha$  tertentu maka koefisien  $\beta$  nyata atau tidak sama dengan nol. (Draper & Smith dalam Buitenzorgy, 2000). Pengambilan keputusan dalam pengujian hipotesis juga dapat dilihat dengan memperhatikan nilai-p masing-masing peubah, bila nilai-p <  $\alpha$ , maka tolak  $H_0$ .

Pada kasus-kasus regresi linier berganda sering timbul masalah multikolinearitas, yaitu adanya korelasi yang cukup tinggi antar peubah-peubah bebas X. Multikolinearitas menyebabkan teknik pendugaan OLS menjadi tidak dapat diandalkan karena pendugaan koefisien regresi menjadi tidak tepat (Gaspersz dalam Buitenzorgy, 2000). Salah satu cara untuk mendeteksi adanya multikolinearitas adalah dengan melihat nilai Faktor Inflasi Ragam (*Variance Inflation Factor* = VIF) yang persamaannya (Montgomery *et al.*, 1990) :

$$VIF_j = 1/(1 - R_j^2)$$

Dengan  $R_j^2$  adalah koefisien determinasi regresi peubah bebas ke-j dengan peubah bebas yang lainnya. Apabila nilai VIF lebih besar dari 10 maka peubah bebas bersangkutan mengalami masalah multikolinearitas yang serius.

### Keterandalan Model Regresi

Keterandalan sebuah model regresi dapat dilihat dari koefisien determinasi ( $R^2$ ).  $R^2$  menunjukkan proporsi jumlah kuadrat total yang

dapat dijelaskan oleh sumber keragaman peubah bebas. Rumus umumnya adalah (Walpole, 1982) :

$$R^2 = \frac{JKR}{JKT} = \frac{\sum_{i=1}^n (\hat{Y}_i - \bar{Y})^2}{\sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{Y})^2}$$

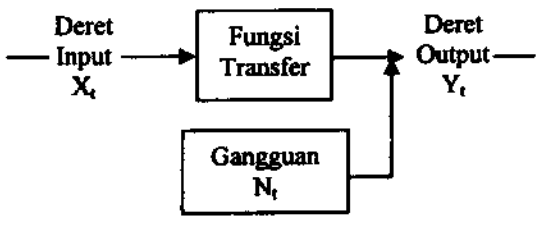
dalam hal ini,

- JKR = jumlah kuadrat regresi
- JKT = jumlah kuadrat total terkoreksi
- Nilai  $R^2$  berada pada selang 0 sampai 1.
- Kecocokan model dikatakan semakin baik jika  $R^2$  mendekati 1 (Walpole, 1982).

### Model Fungsi Tansfer

Jika deret berkala  $Y_t$  berhubungan dengan satu atau lebih deret berkala lain  $X_t$ , maka dapat dibuat suatu model berdasarkan informasi deret berkala  $X_t$  untuk menduga nilai  $Y_t$ . Model yang dihasilkan disebut model fungsi transfer (Makridakis *et al.*, 1983).

Fungsi transfer dalam penelitian ini terdiri dari dua deret berkala yaitu  $Y_t$  sebagai deret output dan  $X_t$  sebagai deret input. Konsep fungsi transfer dapat digambarkan seperti gambar 1.



Gambar 1. Konsep Fungsi Transfer

Fungsi transfer bivariat ditulis dalam bentuk :

$$Y_t = v(B) X_t + N_t$$

dengan :

- $Y_t$  : deret output
- $X_t$  : deret input
- $N_t$  : pengaruh gangguan,
- $v(B) : (v_0 + v_1B + v_2B^2 + \dots + v_kB^k)$ , k adalah orde fungsi transfer dan B operator shift mundur.

Deret input dan output merupakan deret data yang sudah stasioner baik dalam rata-rata maupun dalam ragam, serta dihilangkan unsur musimannya. Selanjutnya untuk penulisan persamaannya digunakan huruf kecil. Secara lebih singkat, fungsi transfer ditulis sebagai berikut :

$$y_t = \frac{\varpi(B)}{\delta(B)} x_{t-b} + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t$$



dengan :

$$\omega(B) : \omega_0 - \omega_1 B - \omega_2 B^2 - \dots - \omega_s B^s$$

$$\delta(B) : 1 - \delta_1 B - \delta_2 B^2 - \dots - \delta_r B^r$$

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

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

$y_t$  : nilai  $Y_t$  yang telah stasioner

$x_t$  : nilai  $X_t$  yang telah stasioner

$r, s, p, q,$  dan  $b$  : konstanta

Berdasarkan persamaan tersebut dapat dilihat bahwa sebagai faktor penentunya adalah konstanta ( $r, s, b$ ) dan ( $p, q$ ). Konstanta ( $r, s, b$ ) menunjukkan parameter fungsi transfer yang menghubungkan  $y_t$  dan  $x_t$ , sedangkan ( $p, q$ ) merupakan parameter model gangguan. Subskrip ( $t-b$ ) merupakan keterlambatan  $b$  periode sebelum  $x$  mempengaruhi  $y$  atau dapat dikatakan bahwa  $x_t$  pertama kali mempengaruhi  $y_{t+b}$ .

Jika persamaan tersebut telah diidentifikasi dan seluruh parameter telah diduga, maka dengan mengetahui nilai parameter serta nilai  $y, x,$  dan  $a$  dapat dihitung nilai  $y$  periode yang akan datang.

Prosedur pembentukan model fungsi transfer meliputi empat tahap, yaitu :

## 1. Identifikasi Bentuk Model Transfer

### 1.1. Mempersiapkan deret input dan output

Tahap ini mengidentifikasi apakah deret input dan output sudah stasioner baik dalam rata-rata maupun dalam ragam, yang merupakan syarat perlu model ARIMA. Jika belum stasioner perlu dilakukan pembedaan dan transformasi untuk menghilangkan ketakstasioneran.

### 1.2. Pemutihan deret input

Menghubungkan deret input dan deret output fungsi transfer diperlukan suatu deret yang terkendali untuk menguji deret output secara berulang-ulang sampai fungsi transfer diperoleh. Untuk memperoleh deret input yang terkontrol dan terkendali, maka dapat dilakukan pemutihan.

Tahap pemutihan deret input dimaksudkan untuk menghilangkan pola yang diketahui agar yang tersisa hanya merupakan 'white noise'. Jika deret input dimodelkan dengan ARIMA ( $p_x, 0, q_x$ ), maka deret input bisa didefinisikan sebagai :

$$\phi_x(B)x_t = \theta_x(B)\alpha_t$$

dengan  $\phi_x(B)$  adalah operator regresi diri,  $\theta_x(B)$  adalah operator ratan bergerak dan

$\alpha_t$  adalah kesalahan acak. Persamaan tersebut dapat diubah menjadi :

$$\alpha_t = \frac{\phi_x(B)}{\theta_x(B)} x_t$$

### 1.3. Pemutihan deret output

Fungsi transfer di atas memetakan  $x_t$  ke dalam  $y_t$ . Sehingga apabila diterapkan suatu transformasi pemutihan terhadap  $x_t$  maka terhadap  $y_t$  harus diterapkan transformasi yang sama agar dapat mempertahankan integritas hubungan fungsional. Deret  $y_t$  yang diputihkan akan menjadi  $\beta_t$  dengan persamaan berikut :

$$\beta_t = \frac{\phi_x(B)}{\theta_x(B)} y_t$$

### 1.4. Perhitungan korelasi silang dan korelasi diri deret input dan output

Statistik kunci dalam peubah tunggal adalah korelasi diri, sedangkan dalam peubah ganda adalah korelasi silang. Korelasi silang digunakan untuk mengetahui hubungan dua deret waktu  $x$  dan  $y$  yang salah satu deret dilambatkan (*lag*) terhadap deret lainnya. Rumusnya adalah :

$$r_{xy}(k) = \frac{C_{xy}(k)}{\sqrt{C_{xx}(0)C_{yy}(0)}} = \frac{C_{xy}}{S_x S_y}$$

dengan :

$r_{xy}(k)$  : korelasi silang antara deret  $x$  dan  $y$  pada *lag* ke- $k$

$$C_{xy}(k) = \frac{1}{n-k} \sum_{i=1}^{n-k} (X_i - \bar{x})(Y_{i+k} - \bar{y})$$

(kovarian antara deret  $x$  dan  $y$  pada *lag* ke- $k$ )

$$C_{xx}(0) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (X_i - \bar{x})^2$$

(standar deviasi deret  $x$ )

$$C_{yy}(0) = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (Y_i - \bar{y})^2$$

(standar deviasi deret  $y$ )

Bartlett (1995) melakukan pendekatan perhitungan kesalahan baku untuk menguji tingkat kepercayaan 95% dari nilai korelasi silang di atas dengan rumus :

$$S(r_{xy}(k)) = \sqrt{\frac{1}{n-k}}$$

### 1.5. Pendugaan langsung bobot respons impuls

Pendugaan langsung dilakukan setelah semua tahap di atas dilakukan dan rumus yang digunakan yaitu :

$$v_k = \frac{r_{\alpha\beta}(k)S_\beta^2}{S_\alpha} = \frac{C_{\alpha\beta}(k)}{S_\alpha^2}$$

### 1.6. Penetapan model fungsi transfer (r,s,b)

Nilai r, s, dan b dilihat dari nilai-nilai pada korelasi diri maupun korelasi silang, serta nilai dugaan pembobot impuls ( $v_k$ ) sebagai berikut :

- Nilai b menunjukkan berapa lama keterlambatan sebelum nilai  $y_t$  dipengaruhi oleh nilai  $x_{t-b}$ . Nilai ini dapat ditentukan dengan melihat nilai-nilai  $r_{\alpha\beta}(k)$  ataupun  $v_k$ , di mana pada saat  $k=b$  nilai  $r_{\alpha\beta}(k)$  ataupun  $v_k$  mulai menunjukkan nilai yang besar. Artinya sampai lag waktu ke-b, korelasi silang tidak akan berbeda secara signifikan dengan nol.
- Nilai s menunjukkan banyaknya nilai  $x_{t-b}$  sampai  $x_{t-b+s}$  akan mempengaruhi  $y_t$ . Nilai ini dapat ditentukan dengan melihat nilai-nilai  $r_{\alpha\beta}(k)$  ataupun  $v_k$ , di mana mulai  $k=b$  sampai  $k=b+s$  polanya menunjukkan eksponensial.
- Nilai r menunjukkan banyaknya nilai  $y$  dari  $y_{t-1}$  sampai  $y_{t-r}$  akan mempengaruhi nilai  $y_t$ . Nilai ini dapat ditentukan dengan melihat nilai-nilai  $r_{\beta\beta}(k)$ . Di mana nilai ini yang besar akan membesar kembali pada saat  $k=r$ .

### 1.7. Pendugaan awal deret gangguan $n_t$

Dari nilai pendugaan langsung bobot respons impuls maka deret gangguan awal dapat diduga dengan persamaan berikut :

$$y_t = v(B)x_t + n_t$$

maka

$$n_t = y_t - v_0x_t - v_1x_{t-1} - \dots - v_gx_{t-g}$$

di mana nilai g ini dipilih sesuai keadaan yang dihadapi dan tergantung si peramal itu sendiri.

### 1.8. Penetapan ( $p_n, q_n$ ) untuk model ARIMA ( $p_n, 0, q_n$ ) dari deret gangguan ( $n_t$ )

Sesudah nilai-nilai  $n_t$  diperoleh maka nilai-nilai tersebut dianalisis dengan metode ARIMA untuk menentukan apakah terdapat model ARIMA ( $p_n, 0, q_n$ ). Model ini dapat dicari dengan mengidentifikasi fungsi korelasi dan korelasi parsialnya. Dengan menggunakan metode Box-

Jenkins maka diharapkan akan diperoleh model sebagai berikut :

$$\phi_n(B)n_t = \theta_n(B)a_t$$

dengan  $n_t$  = deret gangguan

### 2. Pendugaan Parameter Model Transfer

Pada tahap awal ditentukan model fungsi transfer secara tentatif dari langkah 1.6 dan 1.7 untuk menaksir nilai awal parameter-parameter  $\omega_0, \omega_1, \dots, \omega_s, \delta_1, \delta_2, \dots, \delta_r, \phi_1, \phi_2, \dots, \phi_{p_n}, \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_{q_n}$ . Untuk mendapatkan nilai parameter-parameter tersebut digunakan algoritma Marquardt dengan iterasi. Untuk memilih nilai parameter yang terbaik, dilihat dari jumlah kuadrat sisa (JKS) sampai mendekati nilai minimum.

### 3. Pemeriksaan Diagnostik Model Transfer

Setelah nilai dugaan parameter didapat, langkah selanjutnya adalah memeriksa apakah model sudah cukup memadai. Pemeriksaan dilakukan dengan mempelajari nilai deret sisa akhir  $a_t$  dan hubungan antara deret  $a_t$  dengan deret input yang telah disesuaikan ( $\alpha_t$ ).

Hasil plot fungsi korelasi diri dan korelasi diri parsial dari nilai sisa dapat diketahui apakah masih ada pola tertentu pada sisaan. Jika nilai sisa tidak mempunyai pola maka model yang didapat sudah baik. Untuk memeriksa apakah fungsi korelasi diri sisaan secara signifikan berbeda dari nol, digunakan uji Q Box-Pierce.

### 4. Pemodelan Dengan Model Transfer

Peramalan dihitung dengan persamaan :

$$\delta(B)\phi(B)y_t = \phi(B)\varpi(B)x_{t-b} + \delta(B)\theta(B)a_t$$

dengan memasukkan nilai parameter-parameter fungsi transfer dan nilai deret input dan output yang didapat dari langkah-langkah di atas.

## BAHAN DAN METODE

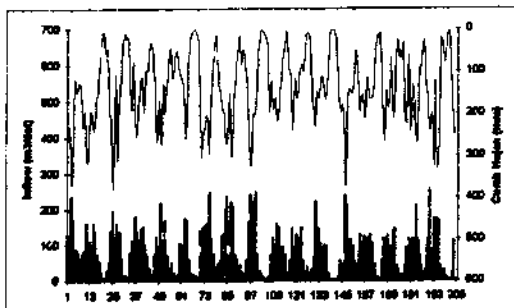
### Data

Data yang digunakan dalam penelitian ini adalah data sekunder. Data curah hujan rata-rata dari tahun 1986 sampai 2002 bagi DAS Saguling diperoleh dari BPP Teknologi, sedangkan data inflow Saguling dengan periode yang sama (1986-2002) di peroleh dari PLN Saguling.

Model peramalan ARIMA, regresi, dan fungsi transfer dibangun dengan menggunakan data tahun 1986-2001, sedangkan data tahun 2002 digunakan untuk validasi. Pengolahan data

dilakukan dengan menggunakan bantuan program Minitab release 13.20, SPSS release 10.0, SAS release 8.0 dan Microsoft Office XP.

### Metode



Gambar 2. Plot inflow dan curah hujan DAS Saguling periode tahun 1986-2002

Hasil interpolasi pola curah hujan bulanan DAS Saguling terlihat adanya sifat siklik (berulang) dan tren. Berdasarkan ini, peramalan (*forecast*) curah hujan menggunakan metode Box-Jenkins. Dengan adanya sifat kausal antara curah hujan dan inflow, maka model regresi antara curah hujan hasil peramalan dan inflow digunakan untuk melakukan peramalan inflow. Model ini dibandingkan dengan model fungsi transfer. Model peramalan ARIMA, regresi, dan fungsi transfer menggunakan data tahun 1986-2001, sedangkan data tahun 2002 untuk evaluasi.

Pengolahan dan analisis data diawali dengan pembuatan model ARIMA sebagai alat untuk peramalan curah hujan bulanan. Kemudian dilanjutkan dengan analisis regresi linier sederhana untuk mengetahui pola hubungan antara curah hujan bulanan dan inflow DAS Saguling yang akan dibuat peramalannya.

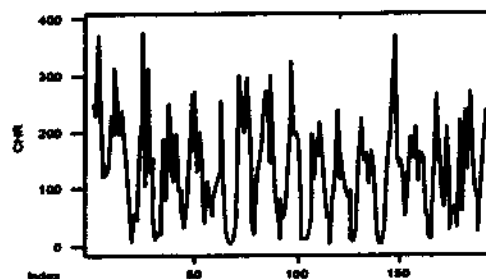
Kemudian setelah model peramalan terbaik diperoleh, maka dilakukan analisis regresi untuk mengetahui pola hubungan antara curah hujan bulanan dan inflow DAS Saguling yang akan dibuat peramalannya. Setelah model regresi diperoleh, maka berdasarkan data curah hujan bulanan tahun 2003 hasil peramalan akan dilakukan peramalan terhadap inflow DAS Saguling bulanan di tahun yang sama.

Model fungsi transfer digunakan sebagai pembandingan terhadap model yang sudah didapat. Prosedur algoritma peramalan dapat dilihat pada lampiran 3.

## HASIL DAN PEMBAHASAN

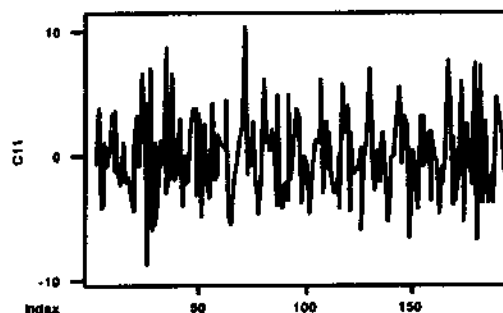
### Deskripsi Data Asli

Berdasarkan data curah hujan bulanan DAS Saguling periode tahun 1986 sampai tahun 2001, menunjukkan data yang sudah stasioner dalam rata-rata, karena fluktuasi datanya berada di sekitar nilai yang konstan (Gambar 3).



Gambar 3. Plot Curah Hujan Bulanan DAS Saguling Periode Tahun 1986-2001

Namun selang kepercayaan hasil peramalan cukup besar, sehingga data perlu ditransformasi dengan logaritma. Untuk mengantisipasi data yang bernilai nol (0), maka sebelumnya data ditambah dengan nilai 10. Untuk memperoleh kestasioneran dalam rata-rata, perlu dilakukan pembedaan orde pertama. Hasil ini adalah data yang terlihat lebih stasioner (Gambar 4).



Gambar 4. Plot curah hujan bulanan DAS Saguling periode tahun 1986-2001 setelah transformasi dan pembedaan 1

Plot korelasi diri menunjukkan adanya unsur musiman, yaitu dengan berulangnya puncak korelasi diri setiap dua belas periode, yaitu pada waktu ketertinggalan (*lag*) 12, 24, dan 36. Dengan demikian perlu perlu dimasukkan unsur musiman ke dalam model ARIMA (Lampiran 4).

### Uji Kehomogenan Ragam

Hasil pengujian kehomogenan ragam dengan menggunakan bantuan *software* Minitab release 13.20 menunjukkan bahwa uji Bartlett

memberikan nilai sebesar 15.648 dengan nilai-p sebesar 0.406 yang lebih besar dari  $\alpha = 0.05$ . Dari hasil ini berarti data telah stasioner dalam ragam atau data telah mempunyai ragam yang homogen.

#### Peramalan Curah Hujan dengan ARIMA

Identifikasi model ARIMA dilakukan dengan memperhatikan beberapa nilai awal dari korelasi diri dan korelasi diri parsialnya yang tidak berbeda nyata dengan nol, serta pola dari plot korelasi diri dan plot korelasi diri parsialnya. Dari plot korelasi diri terlihat adanya pola seperti gelombang sinus teredam dan terpotong pada lag ke-12 dan lag ke-24. Hal ini mengindikasikan adanya proses MA (2) musiman (Lampiran 4).

Model awal hasil identifikasi adalah ARIMA (0,1,0) (0,0,2) 12 Xt. Model awal tersebut mempunyai nilai pendugaan parameter yang belum optimal, karena nilai peluang statistik Q Box-Pierce ini lebih kecil dari taraf nyata  $\alpha = 0.05$ , maka dapat disimpulkan bahwa model kurang sesuai (Lampiran 5). Selain dari uji Q Box-Pierce tersebut kebaikan model juga dapat dilihat dari plot korelasi diri sisaannya (RACF) dan plot korelasi diri parsial sisaannya (RPACF). Hasil plot tersebut terlihat bahwa nilai sisaannya belum menyebar normal, karena masih ada nilai yang berbeda nyata terhadap nol (Lampiran 6).

#### Pemilihan Model Peramalan ARIMA

*Overfitting* perlu dilakukan untuk mendapatkan model yang optimum. Dari hasil *overfitting* dengan menggunakan bantuan makro Minitab 13.0 didapat 286 buah model dan hanya 18 buah model yang memenuhi asumsi pendugaan parameter yang baik, yaitu yang mempunyai nilai-p <  $\alpha$  untuk uji parsial parameter dan nilai-p >  $\alpha$  untuk uji parameter secara keseluruhan (uji Q Box-Pierce).

Model ARIMA (1,0,0) (1,0,1) 12 Xt terpilih sebagai model paling optimum, karena memiliki nilai MSE dan MAPE yang paling minimum. Hasil *overfitting* tersebut dapat dilihat di lampiran 7. Hal ini diperkuat oleh korelasi diri dan korelasi diri parsial sisaan yang nilainya tidak berbeda nyata dari nol (Lampiran 8). Hal ini mengindikasikan model yang digunakan sudah baik karena hanya punya ragam alami saja.

Hasil peramalan curah hujan bulanan untuk tahun 2002 (tabel 1) dengan menggunakan model model ARIMA (1,0,0)(1,0,1)12Xt terlihat sudah cukup baik dalam meramalkan curah hujan bulanan DAS Saguling. Hal ini dapat dilihat dari nilai aktual curah hujan bulanan DAS Saguling

tahun 2002 hanya terdapat dua nilai yang berada di luar selang peramalan (Lampiran 9).

**Tabel 1.** Hasil Peramalan Curah Hujan Bulanan Tahun 2002

Bulan	Hasil Peramalan Curah Hujan		
	Model 1		
	Ramalan	Error	MAPE
Januari	244,139	79,861	2,054,038
Februari	185,039	-44,039	3,032,989
Marat	189,443	139,557	3,534,878
April	176,718	70,282	2,371,188
Mei	118,423	-97,423	3,690,265
Juni	49,156	-15,156	3,714,706
Juli	31,64	46,36	4,952,991
Agustus	28,191	-12,191	6,348,479
September	48,043	-47,043	392,025
Oktober	110,019	-90,019	3,750,792
Nopember	188,177	-40,177	2,262,218
Desember	148,243	98,757	3,331,883
Rataan		88,769	498,04

#### Peramalan Curah Hujan Bulanan

Peramalan curah hujan bulanan untuk DAS Saguling dilakukan dengan menggunakan model ARIMA (1,0,0)(1,0,1) 12 Xt. Secara lengkap model ini dapat dituliskan dalam persamaan :

$$(1 - \phi_1 B)(1 - \Phi_1 B^{12})X_t = (1 - \Theta_1 B^{12})\epsilon_t$$

dengan  $\phi_1 = 0.5155$ ,  $\Phi_1 = 0.0019$  dan  $\Theta_1 = 0.9057$

Hasil dari peramalan dengan model ARIMA (1,0,0)(1,0,1) 12 Xt untuk tahun 2003 dapat dilihat di tabel 3 (hasil lengkap pada Lampiran 10). Mengingat semakin besarnya galat yang ditimbulkan dengan bertambah panjangnya periode peramalan, maka peramalan sebaiknya dilakukan hanya untuk satu tahun ke depan saja, sedangkan untuk meramal tahun-tahun berikutnya perlu dilakukan pembuatan model baru dengan memasukkan data terakhir yang diperoleh untuk menjaga keakuratan peramalan. Hasil peramalan ini merupakan hasil peramalan yang sudah dikonversi terhadap transformasinya.

#### Peramalan Inflow dengan Model Regresi

Berdasarkan plot data asal untuk curah hujan dan inflow DAS Saguling (Gambar 2), terlihat adanya sifat kausal yang jelas antara curah hujan dan inflow. Hal ini mengindikasikan adanya

hubungan erat antara curah hujan dengan *inflow*. Hal ini diperkuat oleh hasil uji korelasi Pearson antara curah hujan dan *inflow* sebesar 82.4 %. Karena itu untuk meramalkan *inflow* dilakukan analisis regresi antara curah hujan dan *inflow*.

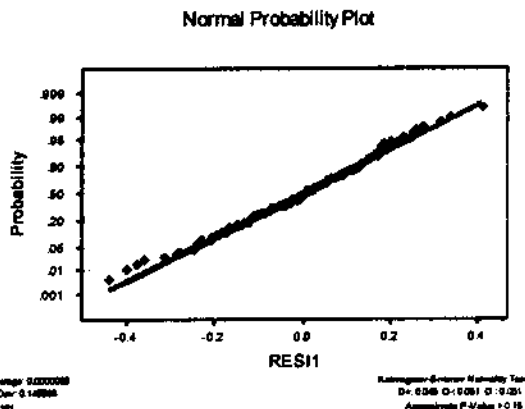
Hasil analisis regresi linier sederhana didapat koefisien determinasi ( $R^2$ ) sebesar 68 %. Walaupun mampu menerangkan keragaman dari peubah bebas yang cukup besar, namun pengaruh keragaman yang lain masih cukup besar. Karena itu perlu dikaji hubungannya dengan faktor keragaman (peubah bebas) yang lain.

Hasil korelasi silang antara *inflow* dengan curah hujan sebelumnya masih menunjukkan hubungan yang erat, yaitu sebesar 79.2 %. Hasil regresi linier berganda juga meningkatkan  $R^2$  menjadi 78.4 %. Ternyata pemasukan peubah curah hujan bulan sebelumnya membuat model regresi menjadi lebih baik, karena menerangkan keragaman peubah bebas lebih dari 70 %.

Pertimbangan tersebut menghasilkan model akhir yang dipilih dalam menjelaskan pengaruh curah hujan terhadap *inflow* adalah :

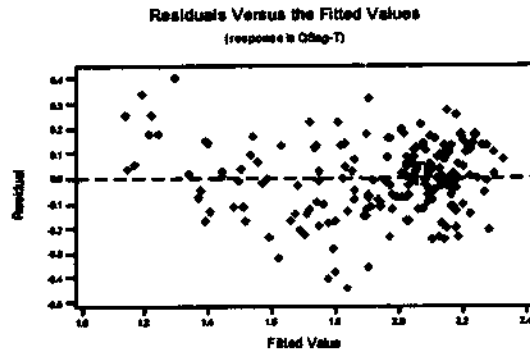
$$Y_t = 0.257 + 0.45 X_t + 0.369 X_{t-1}$$

Selain kebebasan sisaan, semua asumsi untuk uji hipotesis terpenuhi. Asumsi kenormalan sisaan, secara visual atau grafik, melalui plot kuantil-kuantil terhadap sisaan model menunjukkan kecenderungan membentuk garis lurus yang mengindikasikan terpenuhinya asumsi kenormalan. Uji formal dengan menggunakan uji Kolmogorov-Smirnov menunjukkan nilai D sebesar 0.051 dan nilai-p sebesar 0.15 yang lebih besar dari nilai  $\alpha = 0.05$ . Kenyataan ini menunjukkan bahwa keyakinan kita terhadap pemenuhan asumsi kenormalan sisaan mendapat dukungan dari uji yang formal (Gambar 5).



Gambar 5. Uji Kolmogorov - Smimov Peubah Curah Hujan dan Curah Hujan Lag 1

Plot berikutnya adalah plot antara sisaan dan dugaan dari model regresi yang diperoleh (Gambar 6). Gambar tersebut dapat disimpulkan bahwa sisaan memiliki ragam yang homogen, karena plot yang diperoleh menggambarkan pola seperti pita di sekitar nilai nol.



Gambar 6. Plot Kenormalan Sisaan dan Dugaan Peubah Curah Hujan dan Curah Hujan Lag 1

Hasil pemodelan regresi dengan metode kuadrat terkecil (*Ordinary Least Square*) diperoleh bahwa semua peubah memiliki nilai inflasi ragam (VIF) yang lebih kecil dari 10, yaitu sebesar 1.804 (Lampiran 11). Semua ini jelas mengindikasikan tidak terjadinya masalah multikolinearitas yang serius antara peubah-peubah bebasnya.

Pengujian model dengan menggunakan uji-F menunjukkan bahwa model regresi yang didapat signifikan pada level  $\alpha = 5\%$ , hal ini ditunjukkan dari nilai-F = 342.127 yang nilainya lebih besar dari nilai-F tabel sebesar 3.00. Atau dengan melihat nilai-p yang diperoleh sebesar 0.000 kurang dari  $\alpha$ . Sementara itu, pengujian parsial terhadap masing-masing peubah bebas juga menghasilkan kesimpulan bahwa konstanta, peubah curah hujan dan curah hujan bulan sebelumnya memiliki pengaruh nyata terhadap *inflow*. Karena nilai-p dari pengujian terhadap masing-masing koefisien regresi, yaitu konstanta, curah hujan dan curah hujan bulan sebelumnya bernilai 0.000 (Lampiran 11).

Koefisien regresi dari peubah curah hujan memiliki tanda positif yang berarti bahwa semakin tinggi curah hujan bulanan maka semakin tinggi pula *inflow* bulanan DAS Saguling. Hal yang sama juga terjadi pada peubah curah hujan bulan sebelumnya.

Namun hasil uji kebebasan sisaan dengan uji Durbin-Watson sebesar 1.22 lebih kecil dari batas bawah nilai Durbin-Watson dari tabel sebesar 1.63, hal ini menunjukkan adanya

autokorelasi positif dari sisaan. Karena itu nilai sisaan tersebut perlu dimodelkan sehingga menghasilkan deret sisaan yang saling bebas.

Pemodelan sisaan dilakukan dengan model ARIMA. Hasil *overfitting* didapat model ARIMA (0,1,2) (1,0,1) $_{12}$   $X_t$  memberikan hasil optimum dalam memodelkan deret sisaan. Hasilnya sudah memenuhi pendugaan parameter yang baik (Lampiran 12) karena mempunyai nilai-p <  $\alpha$  untuk uji parsial parameter dan nilai-p >  $\alpha$  untuk uji parameter secara keseluruhan (uji Q Box-Pierce). Hasil korelasi diri sisaan dan korelasi diri parsial sisaan menunjukkan deret sisaan yang sudah saling bebas (Lampiran 13). Sehingga model akhir untuk pendugaan *inflow* adalah :

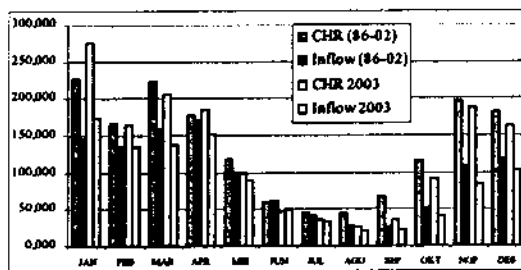
$$Y_t = 0.257 + 0.45 X_t + 0.369 X_{t-1} + a_t$$

Dengan  $a_t$  adalah deret sisaan yang dimodelkan dengan model ARIMA (0,1,2) (1,0,1) $_{12}$   $a_t$  :

$$(1 - \Phi_1 B^{12})(1 - B)a_t = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2)(1 - \Theta_1 B^{12})\varepsilon_t$$

dengan  $\Phi_1=0.977$ ,  $\theta_1=0.662$ ,  $\theta_2=0.254$ , dan  $\Theta_1=0.865$

Sebagai validasi peramalan dari model regresi digunakan data tahun 2002 pada tabel 2 (hasil lengkap pada Lampiran 14). Dari hasil peramalan tersebut terlihat bahwa rata-rata dari *error* peramalan absolut sebesar 47.6 dan hasilnya sudah lebih baik dibandingkan dengan model regresi yang mengalami masalah autokorelasi. Dari gambar 7 juga terlihat bahwa curah hujan dan *inflow* bulanan untuk tahun 2003 hasil peramalan telah mengikuti pola curah hujan dan *inflow* bulanan tahun-tahun sebelumnya.



Gambar 7. Curah Hujan Dan *inflow* Bulanan pada DAS Saguling

Hasil dari peramalan curah hujan dan *inflow* DAS Saguling untuk tahun 2003 disajikan pada tabel 3 (selengkapnya pada Lampiran 15). Dari hasil ini terlihat rata-rata curah hujan dan *inflow* untuk tahun 2003 mengalami penurunan dibandingkan dengan rata-rata sepanjang periode tahun 1986 sampai 2002.

### Peramalan *Inflow* dengan Fungsi Transfer

Gambar 2 memperlihatkan adanya hubungan erat antara curah hujan bulanan dan *inflow* DAS Saguling serta bagaimana kedua deret tersebut berfluktuasi setiap waktu. Dalam kaitan tersebut dilakukan analisis regresi antara curah hujan sampai pada *lag* pertama dan *inflow* yang menghasilkan  $R^2$  sebesar 78.4% dan galat bakunya 0.146. Adalah menarik untuk mempertanyakan apakah metodologi fungsi transfer yang lebih kompleks dapat memperbaiki hasil peramalan. Karena itu dilakukan pemodelan fungsi transfer untuk memprediksi *inflow* DAS Saguling dengan deret input adalah curah hujan.

#### 1. Pemodelan Fungsi Transfer

Berdasarkan hasil analisis sebelumnya, untuk mendapatkan nilai yang stasioner untuk data curah hujan maka perlu dilakukan transformasi logaritma ( $x+10$ ). Sehingga untuk menstasionerkan deret *inflow* dilakukan hal yang sama, yaitu transformasi logaritma ( $y+10$ ).

Berdasarkan hasil sebelumnya, pemutihan deret input dilakukan dengan model ARIMA (1,0,0)(1,0,1) $_{12}$   $X_t$ , dengan rumus :

$$(1 - \phi_1 B)(1 - \Phi_1 B^{12})X_t = (1 - \Theta_1 B^{12})\varepsilon_t$$

setelah iterasi ke-14 didapat nilai parameter :

$$\phi_1=0.5155, \Phi_1=0.0019 \text{ dan } \Theta_1=0.9057$$

Model ini sudah baik, karena masing-masing parameter sudah nyata dan model sudah bebas dari masalah autokorelasi. Pemutihan deret *inflow* disesuaikan dengan deret curah hujan, agar jalinan hubungan yang ada tetap terjaga.

Hubungan deret curah hujan dengan deret *inflow* dapat dilihat dari korelasi silang antara  $\alpha_t$  dan  $\beta_t$ . Nilai korelasi silang berbeda nyata pada *lag* ke-0, ke-1, ke-2, dan *lag* ke-5 (Lampiran 17).

Nilai korelasi silang tersebut digunakan untuk mengidentifikasi model fungsi transfer ( $r,s,b$ ). Di mana tidak ada keterlambatan curah hujan dalam mempengaruhi *inflow* ( $b=0$ ), artinya *inflow* bulan tertentu dipengaruhi oleh curah hujan pada bulan tersebut. Sedangkan nilai  $r$  dan  $s$  dilihat dari banyaknya nilai korelasi diri yang berbeda nyata dari nol setelah curah hujan mempengaruhi *inflow* (Makridakis *et al.*, 1983). Karena itu  $r+s=3$ , dalam analisis dipilih  $r=2$  dan  $s=1$ . Sehingga model fungsi transfernya menjadi :

$$y_t = \frac{(\omega_0 - \omega_1 B)}{(1 - \delta_1 B - \delta_2 B^2)} x_t + n_t$$

dengan  $n_t$  = sisaan.

Sebelum menentukan model ARIMA dari sisaan, maka terlebih dahulu harus dicari parameter fungsi transfer. Hasil iterasinya diperoleh parameter penduga, sehingga model fungsi transfer (2,1,0) adalah sebagai berikut :

$$y_t = \frac{(0.503 - 0.684B)}{(1 - 1.221B + 0.389B^2)} x_t + n_t$$

Nilai sisaan awal dari model ini dapat dicari dengan memodifikasi model menjadi :

$$n_t = y_t - 1.221y_{t-1} + 0.389y_{t-2} - 0.503x_t + 0.684x_{t-1} + 1.221n_{t-1} - 0.389n_{t-2}$$

Hasil uji Q Box-Pierce (Lampiran 18) menunjukkan nilai korelasi diri sisaan awal berbeda nyata pada taraf 5%. Hasil ini mengisyaratkan agar sisaan awal dimasukkan ke dalam model fungsi transfer awal yang diperoleh.

Penentuan orde AR dan MA dapat dilihat dari nilai korelasi diri dan korelasi diri parsial (Lampiran 19 dan 20). Pada plot nilai korelasi diri terlihat pada lag ke-1 berbeda nyata dari nol pada taraf nyata 5%, sedangkan nilai korelasi diri parsial juga berbeda nyata pada lag ke-1.

Karena itu dicoba model ARMA(1,1), namun belum optimal, setelah *overfitting* didapat model ARMA(1,2), sehingga modelnya menjadi :

$$n_t = \frac{(1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2)}{(1 - \phi B)} a_t$$

Model fungsi transfer awal setelah ditambah dengan ARMA dari sisaan awal menjadi :

$$y_t = \frac{(\omega_0 - \omega_1 B)}{(1 - \delta_1 B - \delta_2 B^2)} x_t + \frac{(1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2)}{(1 - \phi B)} a_t$$

Iterasi Marquardt kembali dilakukan untuk mencari nilai penduga parameter akhir dari model fungsi transfer tersebut. Dengan menggunakan penduga akhir yang diperoleh maka model fungsi transfer (2,1,0) menjadi :

$$y_t = \frac{(0.523 + 0.793B)}{(1 + 0.381B - 0.390B^2)} x_t + \frac{(1 - 0.353B - 0.284B^2)}{(1 - 0.824B)} a_t$$

Hasil uji-t terlihat beberapa penduga tidak berbeda nyata dengan nol pada taraf nyata 5% (Lampiran 21). Hal tersebut berarti peubah tersebut dapat dikeluarkan dari model, karena pengaruhnya sangat kecil. Parameter yang tidak berbeda nyata adalah  $\theta_1$ ,  $\theta_2$ , dan  $\delta_1$ .

Sebelum digunakan sebagai alat untuk meramalkan *inflow* maka asumsi yang mendasari

pembentukan persamaan regresi harus diuji. Untuk menguji masalah autokorelasi deret sisaan akhir dilihat dari plot korelasi diri dan korelasi diri parsial deret sisaan. Dari plot tersebut (Lampiran 23 dan 24) tidak terdapat masalah autokorelasi. Ini berarti salah satu asumsi terpenuhi dan model dianggap sudah cukup baik. Kebaikan model juga didukung oleh kenyataan bahwa kebebasan antara deret input dengan deret sisaan akhir juga tidak dilanggar (Lampiran 22).

Jika nilai-nilai parameter yang tidak nyata dikeluarkan dari model, maka :

$$y_t = \frac{(0.519 + 0.442B)}{(1 - 0.208B^2)} x_t + \frac{1}{(1 - 0.430B)} a_t$$

Model tersebut diperoleh dengan iterasi Marquardt. Uji-t, uji autokorelasi, dan uji kebebasan sisaan dapat dilihat pada lampiran 26, 27, dan lampiran 28. Dari uji tersebut ternyata semua asumsi terpenuhi, di mana semua parameter berbeda nyata dari nol pada taraf nyata 5%. Disamping itu untuk uji autokorelasi deret sisaan menunjukkan bahwa model yang diperoleh bebas dari masalah autokorelasi. Pada uji terakhir, yaitu uji kebebasan antara deret input dengan deret sisaan menunjukkan bahwa kedua deret tersebut saling bebas.

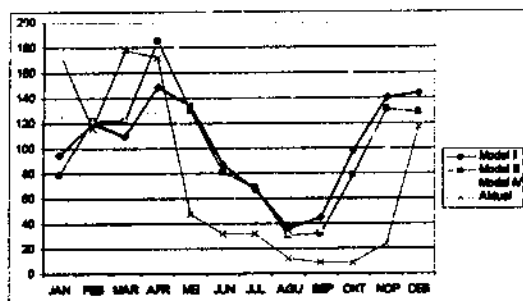
## 2. Penggunaan Model Fungsi Transfer untuk Peramalan

Model fungsi transfer yang diperoleh menggunakan deret curah hujan yang sudah stasioner setelah transformasi. Oleh karena itu hasil peramalan yang diperoleh harus dikonversi kembali agar diperoleh *inflow* yang sebenarnya.

Berdasarkan model yang diperoleh terlihat pengaruh curah hujan tidak mengalami keterlambatan. Namun pengaruh keragaman juga masuk dalam model tetapi dengan bobot yang semakin kecil. Jadi secara umum *inflow* dipengaruhi oleh curah hujan pada bulan yang sama ditambah pengaruh keragamannya.

Peramalan *inflow* tahun 2002 menggunakan model yang telah dibuang parameter yang tidak berpengaruhnya. Hasil peramalan tahun 2002 disajikan dalam tabel 2 (selengkapnya pada Lampiran 29), terlihat hanya ada dua nilai aktual yang keluar dari batas selang kepercayaan. Hal ini mengindikasikan bahwa hasil peramalan fungsi transfer sudah baik dalam meramalkan *inflow*. Selain itu dilihat dari nilai bias dan MAPE-nya, model fungsi transfer mempunyai nilai yang lebih kecil dibanding model regresi.

Dilihat dari polanya juga terlihat bahwa model fungsi transfer memiliki pola yang sangat mendekati data aktualnya dibandingkan model regresi (Gambar 8), walaupun model regresi juga sudah memiliki pola yang sama dengan pola aktualnya. Hal ini mengindikasikan bahwa kedua model tersebut sudah cukup baik dalam meramalkan *inflow* bulanan DAS Saguling.



Gambar 8. Plot Pola Data *Inflow* Hasil Ramalan Tahun 2002 dan Plot Pola Data Aktualnya

Peramalan *inflow* tahun 2003 menggunakan model yang sama. Hasil iterasi diperoleh nilai-nilai penduga parameter model yang sudah diperbaiki. Dengan memasukkan nilai parameter ke dalam model peramalan fungsi transfer didapat hasil peramalan *inflow* tahun 2003 pada tabel 3 (hasil lengkapnya pada Lampiran 30).

## KESIMPULAN DAN SARAN

### Kesimpulan

Hasil analisis komparatif menunjukkan bahwa terdapat hubungan erat antara curah hujan rata-rata dengan *inflow* bulanan DAS Saguling. Curah hujan yang jatuh di DAS Saguling langsung dikonversi menjadi *inflow* untuk bulan tersebut sebesar 68 persen, sedangkan sisanya (32 %) berkontribusi nyata pada *inflow* bulan berikutnya.

Model ARIMA  $(1,0,0)(1,0,1)12Y_t$  merupakan model paling optimum dalam meramalkan curah hujan bulanan bagi DAS Saguling.

Model regresi  $Y_t = 0.257 + 0.45 X_t + 0.369 X_{t-1} + ARIMA(10,1,2)(1,0,1)12 a_t$  mampu meramalkan *inflow* bulanan DAS Saguling dengan cukup baik dengan bias rata-rata yang relatif kecil. Hasil peramalan ini sudah cukup baik karena telah mengikuti pola periode tahun sebelumnya, yaitu mempunyai rata-rata curah hujan yang cukup tinggi sekitar bulan Nopember

sampai April dan rata-rata curah hujan yang rendah sekitar bulan Mei sampai Oktober. Hal yang sama terjadi pada *inflow* untuk periode bulan yang sama.

Model fungsi transfer  $(2,1,0)$  mampu meramalkan *inflow* dengan lebih baik dibanding model regresi. Karena memiliki bias peramalan yang lebih kecil dibanding model regresi.

Hasil peramalan curah hujan dan aliran air bulanan DAS Saguling untuk tahun 2003 mengindikasikan adanya penurunan secara rata-rata bulanan yang signifikan dibandingkan rata-rata bulanan periode tahun sebelumnya sepanjang tahun 2003. Hal ini mengindikasikan kemungkinan adanya kemarau berkepanjangan sepanjang tahun 2003.

### Saran

Curah hujan dan *inflow* merupakan gejala alam yang mempunyai daya ramal yang kecil, sehingga perlu dikaji secara lebih mendalam faktor lain yang mempengaruhinya. Misalnya pengaruh *El Nino* dan *La Nina* maupun pengaruh topografi tanah. Selain itu perlu dikaji lagi metode lain yang mampu meramalkan curah hujan dan *inflow* dengan lebih baik.



Tabel 2. Hasil Peramalan *Inflow* Bulanan DAS Saguling untuk Tahun 2002

Bulan	Hasil Peramalan <i>Inflow</i>											
	Model II				Model III				Model IV			
	Ramalan	Error	MSE	MAPE	Ramalan	Error	MSE	MAPE	Ramalan	Error	MSE	MAPE
Januari	84,713	82.287	564.283	3.874	79,538	97,484	791,603	4,589	127,943	49.1	200.55	23,097
Februari	120,317	3.817	1.214	0.273	122,739	6,239	3,244	0.446	122,373	5.9	2.87	0.4201
Maret	110,226	68.074	386.172	3.182	122,434	55,866	260,084	2,611	124.08	54.2	245.16	25,351
April	148,855	23.745	46.985	1.148	185,434	12,834	13,726	0.620	132,037	40.6	137.11	19,584
Mei	134,544	86.244	619.836	14.88	130,929	82,629	568,963	14,256	111,815	63.5	336.18	109,584
Juni	87,724	55.424	255.985	14.299	81,622	49,322	202,722	12,725	66,577	34.3	97.91	88,434
Juli	67,268	34.968	101.897	9.022	69,068	36,788	112,657	9,486	47,584	15.3	19.47	39,432
Agustus	36,666	23.766	47.069	15.353	30,644	17,744	26,237	11,463	32,384	19.5	31.64	125,866
September	44,954	36.154	108.926	34.237	32,855	24,055	48.22	22,779	35,509	26.7	69.45	252,926
Oktober	98,843	89.843	689.856	83.003	79,125	70,125	409,793	64,931	63,739	54.7	249.7	506,843
November	140,881	118.78	1136.094	40.712	131,254	107,354	960,407	37,432	101,881	77.8	503.9	271,133
Desember	143,815	25.915	55.986	1.832	128,995	11,095	10,258	0.784	103,188	14.7	18.04	10,389
Rataan		53.9	332.838	221.812		47.6	283,893	182,121		38	158.5	147.7

Tabel 3. Hasil Peramalan Curah Hujan Bulanan dan *Inflow* DAS Saguling untuk Tahun 2003

Bulan	Hasil Peramalan			
	Curah Hujan	<i>Inflow</i>		
	Model I	Model II	Model III	Model IV
Januari	275.558	168.371	173,654	162.227
Februari	165.309	138.888	134,544	135.245
Maret	206.079	126.627	138,594	141.985
April	186.138	131.294	152,555	145.346
Mei	98.635	94.506	90,462	97.597
Juni	46.239	52.487	51,518	58.802
Juli	36.064	34.800	33,652	46.807
Agustus	26.428	27.448	20,409	29.664
September	35.905	28.107	21,842	26.208
Oktober	92.099	49.468	41,168	45.565
November	188.032	97.612	84,189	85.148
Desember	163.477	119.466	102,202	101.712

Catatan :

Model I : Model ARIMA (1,0,0) (1,0,1) 12  $X_t$ Model II : Model Regresi  $Y_t = 0.257 + 0.45 X_t + 0.369 X_{t-1}$ Model III : Model Regresi  $Y_t = 0.257 + 0.45 X_t + 0.369 X_{t-1} + \text{ARIMA} (10,1,2) (1,0,1) 12 a$ 

Model IV : Model Fungsi Transfer (2,1,0)

## DAFTAR PUSTAKA

- Bowerman, B. L. R. T. & O'Connell.** 1987. *Time Series Forecasting. Unified Concepts and Computer Implementation.* 2<sup>nd</sup> Edition. Duxbury Press. Boston.
- Box, G. E. P. & G. M. Jenkins.** 1976. *Time Series Analysis Forecasting and control.* Holden-Day, Boston.
- Buitenzorgy, M.** 2000. *Prediksi dan Peramalan Arah Perkembangan Perekonomian Nasional hingga Akhir Tahun 2000.* Skripsi. Jurusan Statistika FMIPA. Bogor.
- Cryer, J. D.** 1986. *Time Series Analysis.* Duxbury Press, Boston.
- Haryanto, U.** 1998. *Keterkaitan Antara Southern Oscillation Index (SOI) dengan Curah Hujan di DAS Citarum.* Master Thesis. 59 pp. Institut Pertanian Bogor.
- Haryanto, U.** 2003. *Analisis Kuantitatif Pengaruh ENSO Pada Inflow Waduk Saguling.* BPPT. Jakarta.
- Hidayati, R.** 1993. *Pembentukan Awan dan Hujan, hlm. 97-122.* Di dalam Handoko (penyunting), *Klimatologi Dasar : Landasan Pemahaman Fisika Atmosfer dan Unsur-unsur Iklim.* Jurusan Meteorologi dan Geofisika FMIPA IPB, Bogor.
- Johnson, Richard A. & Dean W. Wichern.** 1998. *Applied Multivariate Statistical Analysis.* Prentice Hall Internasional, Inc. USA.
- Koutsoyiannis, A.** 1977. *Theory Of Econometrics.* 2<sup>nd</sup> Edition. The Macmillan Press Ltd. USA.
- Makridakis, S. S. C. Wheelwright & V. E. McGee,** 1978. *Forecasting Methods and Application* Ed ke-2 Jhon Wiley and Sons, Inc, New York.
- Montgomery, D. C, L. A. Johnson & J. S. Gardiner.** 1990. *Forecasting and Time Serses Analysis.* McGraw-Hill Inc, Singapore.
- Sugiyono, A.** 1999. *Aspek-aspek dalam desain PLTA Mamberamo.* BPPT, Jakarta.
- Walpole, R.E.** 1982. *Pengantar Statistika, Edisi Ke-3.* Terjemahan Bambang Sumantri. Gramedia, Jakarta.

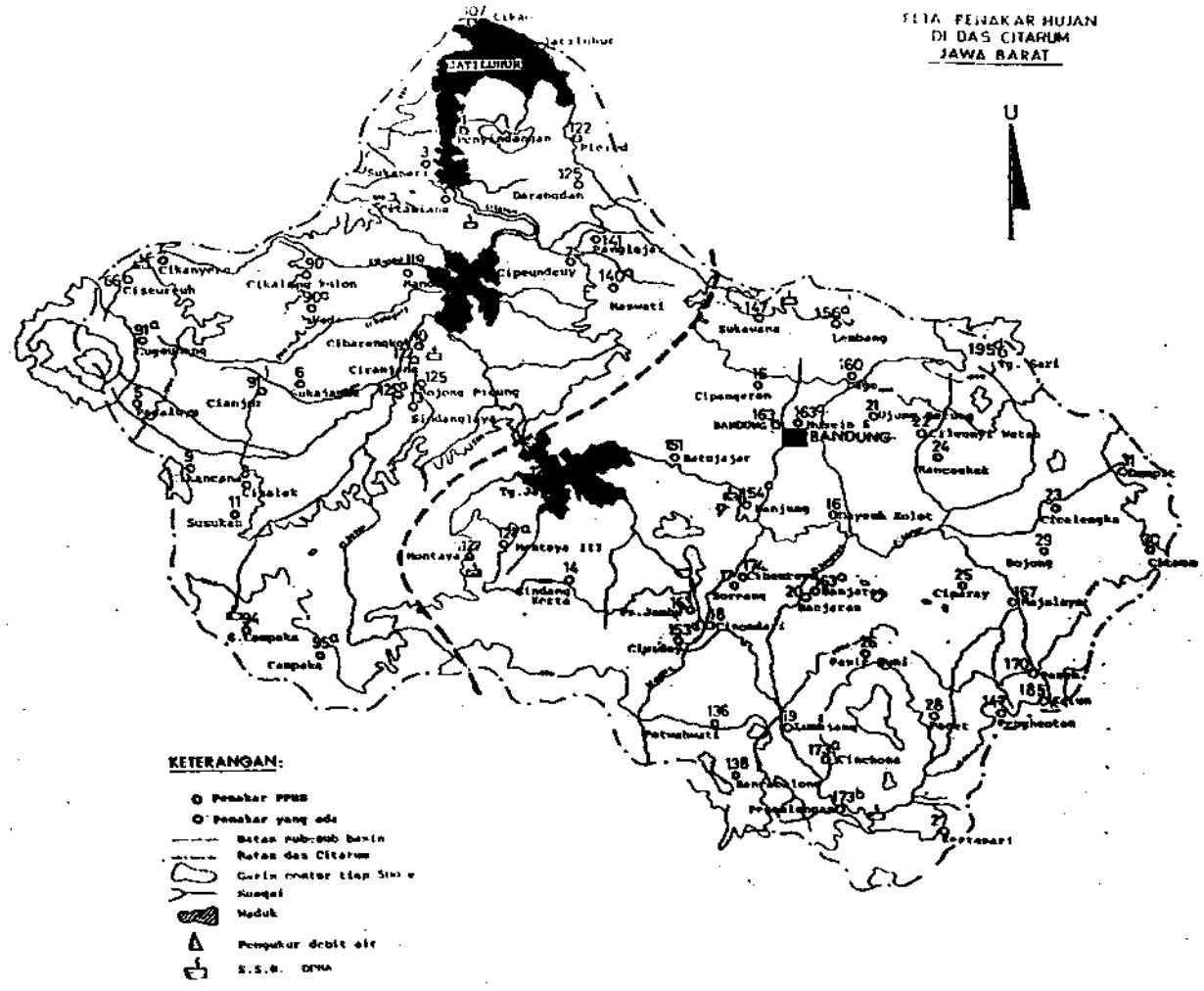


## LAMPIRAN





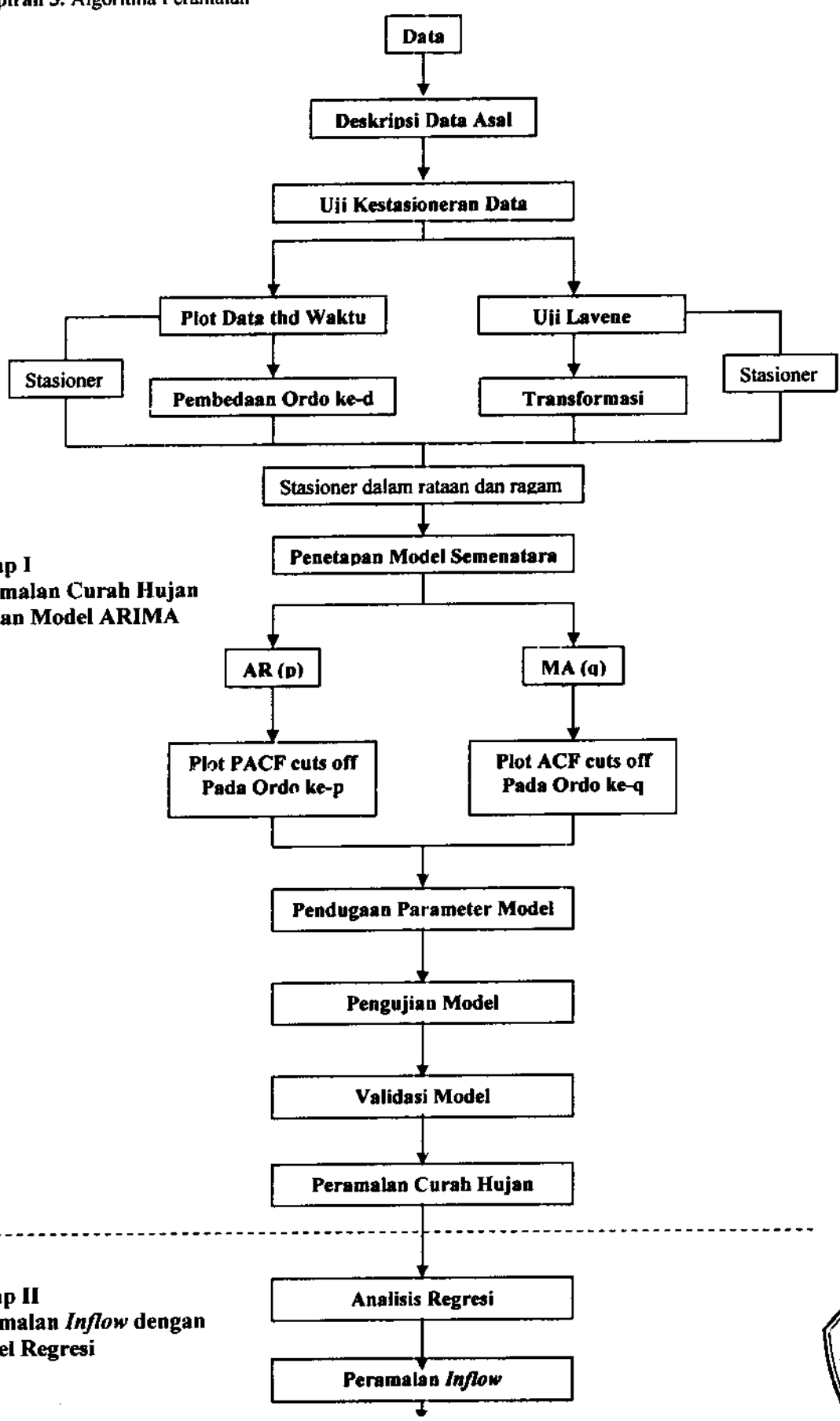
Lampiran 1. Gambar Peta Penakar Hujan di DAS Saguling Jawa Barat



**Lampiran 2. Petunjuk Untuk Pendugaan Orde Model Non-musiman Maupun Musiman Proses ARIMA Berdasarkan Plot ACF dan PACF**

No.	Kemungkinan Plot ACF dan PACF	Model tentatif ARMA
1.	ACF nyata pada lag ke-1, 2, ..., q dan terpotong setelah lag q ( <i>cuts off</i> ), PACF menurun cepat membentuk pola eksponensial atau sinus ( <i>dies down</i> ).	MA (q)
2.	ACF <i>dies down</i> , PACF nyata pada lag ke-p dan <i>cuts off</i> setelah lag ke-p.	AR (p)
3.	ACF nyata pada lag ke-1, 2, ..., q lalu <i>cuts off</i> , PACF nyata pada lag ke-1, 2, ..., p lalu <i>cuts off</i> .	MA (q) jika ACF <i>cuts off</i> lebih tajam, AR (p) jika PACF <i>cuts off</i> lebih tajam
4.	Tidak ada autokorelasi yang nyata pada plot ACF dan PACF	ARMA (0,0)
5.	ACF <i>dies down</i> , PACF <i>dies down</i> .	ARMA (p,q)
6.	ACF nyata pada lag ke-S, 2S, ..., QS dan <i>cuts off</i> setelah lag QS, PACF <i>dies down</i> .	MA (Q)
7.	PACF nyata pada lag ke-S, 2S, ..., PS dan <i>cuts off</i> setelah lag PS, ACF <i>dies down</i> .	AR (P)
8.	ACF nyata pada lag ke-S, 2S, ..., QS lalu <i>cuts off</i> , PACF nyata pada lag ke-S, 2S, ..., PS lalu <i>cuts off</i> .	MA (Q) jika ACF <i>cuts off</i> lebih tajam, AR (P) jika PACF <i>cuts off</i> lebih tajam
9.	Tidak ada autokorelasi yang nyata pada level musiman dalam plot ACF dan PACF.	ARMA (0,0)
10.	ACF <i>dies down</i> pada level musiman, PACF <i>dies down</i> pada level musiman.	ARMA (P,Q)

Lampiran 3. Algoritma Peramalan



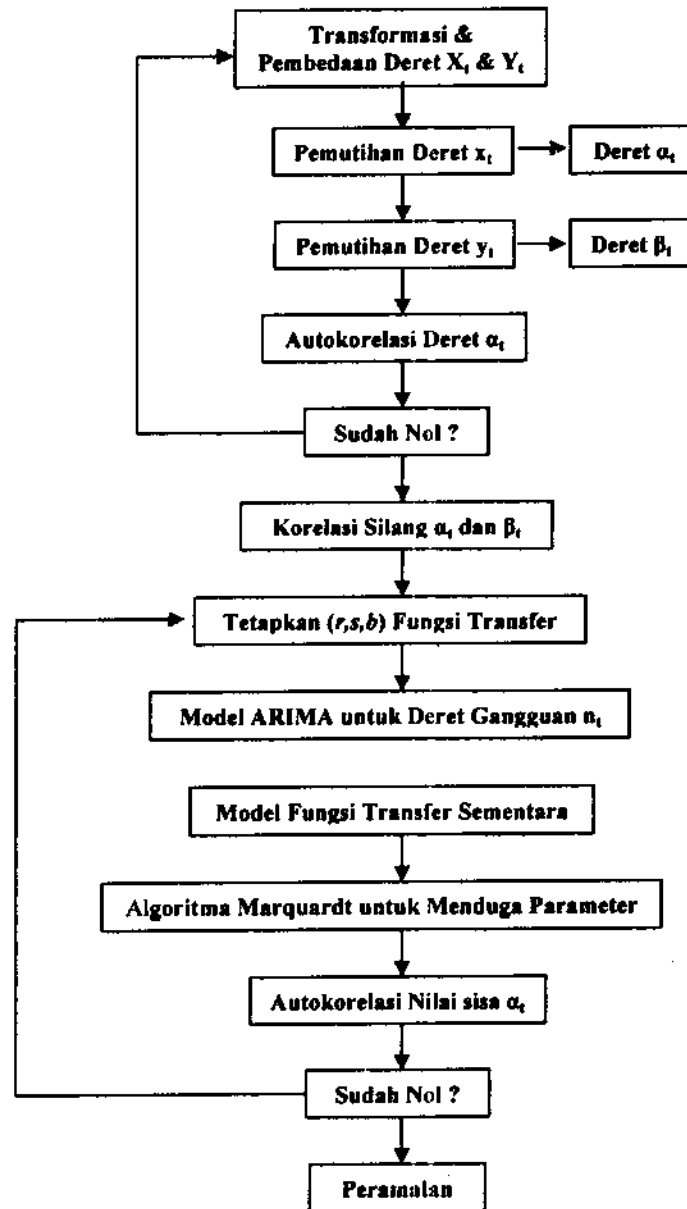
**Tahap I**  
 Peramalan Curah Hujan dengan Model ARIMA

**Tahap II**  
 Peramalan *Inflow* dengan Model Regresi

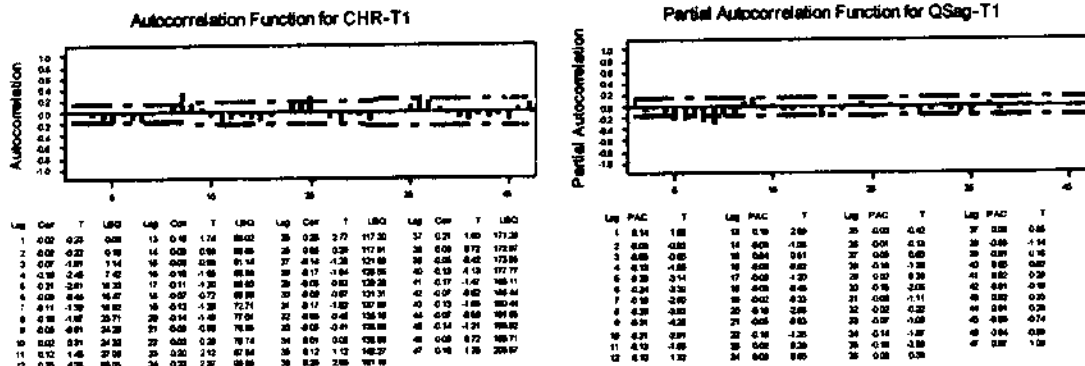


## Lampiran 3. Algoritma Peramalan Lanjutan

**Tahap II**  
**Peramalan *Inflow* dengan**  
**Model Fungsi Transfer**



Lampiran 4. Plot Korelasi Diri dan Korelasi Diri Parsial Data Hasil Transformasi dan Pembedaan 1



Lampiran 5. Hasil Peramalan ARIMA (0,1,0) (0,0,2) 12 Xt

Final Estimates of Parameters

Type	Coef	SE Coef	T	P
SMA 12	-0.3314	0.0747	-4.44	0.000
SMA 24	-0.1137	0.0764	-1.49	0.138

Differencing: 1 regular difference

Number of observations: Original series 192, after differencing 191

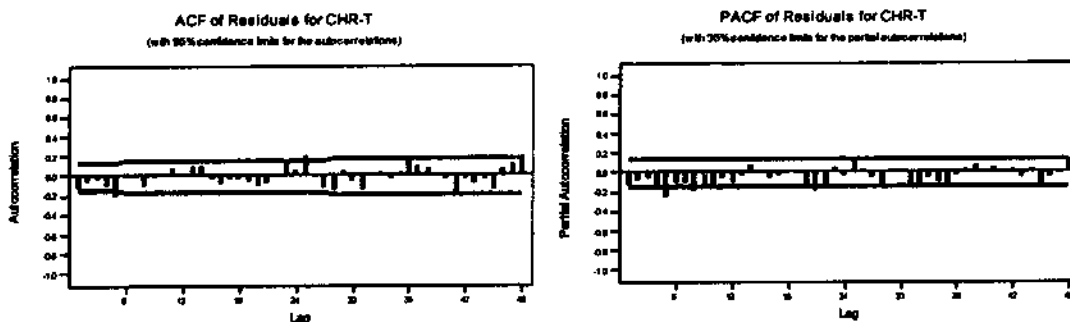
Residuals: SS = 15.2301 (backforecasts excluded)

MS = 0.0806 DF = 189

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

	12	24	36	48
Lag				
Chi-Square	17.1	34.7	68.2	103.0
DF	10	22	34	46
P-Value	0.072	0.042	0.000	0.000

Lampiran 6. Plot Korelasi Diri Sisaan dan Korelasi Diri Parsial Sisaan ARIMA (0,1,0) (0,0,2) 12 Xt

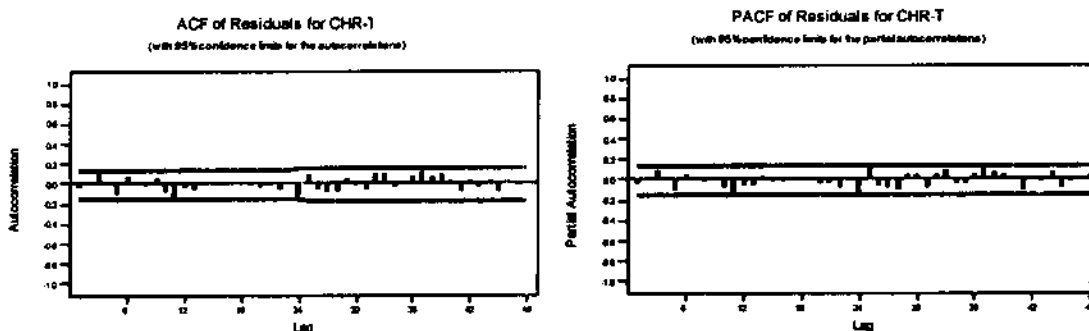




Lampiran 7. Hasil *Overfitting* Makro Minitab

No.	Model ARIMA	MSE	MAPE
1.	(1,0,0)(0,1,1)12Yt	0.04953	9.5893
2.	(1,0,0)(0,2,2)12Yt	0.06170	10.1028
3.	(1,0,0)(1,0,1)12Yt	<b>0.04917</b>	<b>9.3696</b>
4.	(1,0,0)(2,2,1)12Yt	0.06520	10.4896
5.	(1,1,0)(0,1,1)12Yt	0.06100	10.4822
6.	(1,1,1)(0,1,1)12Yt	0.05196	9.7434
7.	(1,1,1)(0,2,2)12Yt	0.06340	10.1723
8.	(1,1,1)(1,0,1)12Yt	0.05183	9.4292
9.	(1,1,1)(1,0,2)12Yt	0.05358	9.9776
10.	(0,0,1)(2,1,1)12Yt	0.05114	9.6747
11.	(0,1,1)(0,1,1)12Yt	0.05700	10.2390
12.	(0,0,2)(0,1,1)12Yt	0.05079	9.7791
13.	(0,0,2)(0,2,2)12Yt	0.06370	10.3560
14.	(0,0,2)(2,2,1)12Yt	0.06580	9.4214
15.	(0,0,2)(2,2,2)12Yt	0.06180	10.0568
16.	(0,1,2)(0,1,1)12Yt	0.05446	10.0052
17.	(0,1,2)(0,2,2)12Yt	0.06820	10.9665
18.	(0,2,2)(0,2,2)12Yt	0.08630	12.0803

Lampiran 8. Plot Korelasi Diri Sisaan dan Korelasi Diri Parsial Sisaan ARIMA (1,0,0) (1,0,1) 12 Xt



Lampiran 9. Plot Hasil Peramalan model ARIMA (1,0,0) (1,0,1) 12 Xt untuk Tahun 2002

Bulan	Lower	Actual	Upper	Ramalan Bias	MAPE	
Januari	83.4007	324	681.499	244.139	79.861	2.054038
Februari	46.7616	121	529.776	165.039	-44.039	3.032989
Maret	52.7022	329	624.388	189.443	139.557	3.534878
April	48.2284	247	588.739	176.718	70.282	2.371188
Mei	30.2744	22	405.903	119.423	-97.423	36.90265
Juni	8.3979	34	180.207	49.156	-15.156	3.714706
Juli	2.9485	78	123.908	31.64	46.36	4.952991
Agustus	1.8755	16	112.822	28.191	-12.191	6.349479
September	8.0482	1	176.666	48.043	-47.043	392.025
Oktober	27.3194	20	375.984	110.019	-90.019	37.50792
Nopember	51.622	148	627.339	188.177	-40.177	2.262218
Desember	39.2048	247	498.911	148.243	98.757	3.331883
<b>Rataan</b>					<b>88.769</b>	<b>498.0399</b>

Lampiran 10. Plot Hasil Peramalan model ARIMA (1,0,0) (1,0,1) 12 Xt untuk Tahun 2003

Lower	Forecast	Upper	Lebar SK
90.2185	275.558	803.655	713.4365
44.4511	165.309	554.42	509.9689
55.2448	206.079	705.611	650.3662
48.8182	186.138	644.054	595.2358
22.5228	98.635	352.874	330.3514
6.8296	46.239	177.934	171.1044
3.7832	36.064	143.947	140.1638
0.8995	26.428	111.745	110.8455
3.7351	35.905	143.419	139.6839
20.549	92.099	331.231	310.682
49.2529	188.032	651.853	602.6001
41.906	163.477	569.787	527.881

Lampiran 11. Hasil Regresi Berganda Antara Aliran Air dengan Curah Hujan

ANOVA<sup>a</sup>

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	14.657	2	7.328	342.127	.000 <sup>a</sup>
	Residual	4.027	188	2.142E-02		
	Total	18.684	190			

a. Predictors: (Constant), LAG1, CHR

b. Dependent Variable: QSAG

Coefficients<sup>a</sup>

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.	Collinearity Statistics	
		B	Std. Error	Beta			Tolerance	VIF
1	(Constant)	.257	.065		3.948	.000		
	CHR	.450	.038	.532	11.701	.000	.554	1.804
	LAG1	.389	.038	.437	9.808	.000	.554	1.804

a. Dependent Variable: QSAG

Lampiran 12. Hasil Peramalan ARIMA (0,1,2) (1,0,1) 12 X<sub>t</sub> untuk Deret Sisaan

Final Estimates of Parameters

Type	Coef	SE Coef	T	P
SAR 12	0.9771	0.0319	30.61	0.000
MA 1	0.6619	0.0708	9.35	0.000
MA 2	0.2540	0.0746	3.40	0.001
SMA 12	0.8647	0.0776	11.14	0.000

Differencing: 1 regular difference

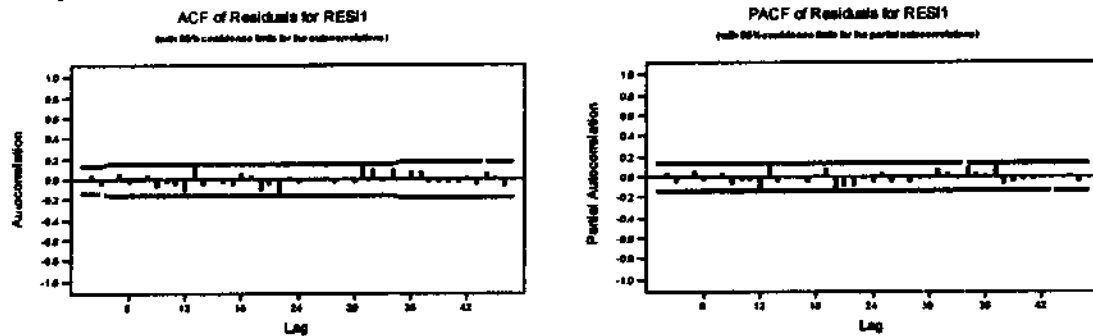
Number of observations: Original series 191, after differencing 190

Residuals: SS = 3.10121 (backforecasts excluded)  
MS = 0.01667 DF = 186

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

Lag	12	24	36	48
Chi-Square	6.8	22.8	33.3	40.3
DF	8	20	32	44
P-Value	0.562	0.296	0.402	0.631

### Lampiran 13. Plot Korelasi Diri Sisaan dan Korelasi Diri Parsial Sisaan ARIMA (0,1,2) (1,0,1) 12 X<sub>t</sub>



### Lampiran 14. Hasil Peramalan dan Bias Model Regresi untuk Tahun 2002

Bulan	Qsag	CHR	Lag1	Sisaan	Dugaan	Konversi	Error	MSE	MAPE
Januari	177	2,4	1,85	-0,07	1,952	79,538	97,464	791,603	4,589
Februari	116,5	2,16	2,4	0,01	2,123	122,739	6,239	3,244	0,446
Maret	178,3	2,28	2,16	0,04	2,122	122,434	55,866	260,084	2,611
April	172,6	2,45	2,28	0,09	2,291	185,434	12,834	13,726	0,620
Mei	48,3	2,22	2,45	-0,01	2,149	130,929	82,629	568,963	14,256
Juni	32,3	2,03	2,22	-0,03	1,962	81,622	49,322	202,722	12,725
Juli	32,3	1,96	2,03	0,01	1,898	69,068	36,768	112,657	9,486
Agustus	12,9	1,53	1,96	-0,06	1,609	30,644	17,744	26,237	11,463
September	8,8	2,04	1,53	-0,11	1,632	32,855	24,055	48,220	22,779
Oktober	9	2,28	2,04	-0,09	1,950	79,125	70,125	409,793	64,931
November	23,9	2,4	2,28	-0,03	2,150	131,254	107,354	960,407	37,432
Deseber	117,9	2,32	2,4	-0,04	2,143	128,995	11,095	10,258	0,784

Rata-rata Error, Nilai MSE & Nilai MAPE Peramalan

47,6 283,993 182,121

### Lampiran 15. Hasil Peramalan dan Bias Model Regresi untuk Tahun 2003

Bulan	CHR	CHR-Lag1	Sisaan	Aliran Air	Konversi
Januari	2,450	2,410	0,015	2,264	173,654
Februari	2,253	2,450	-0,015	2,160	134,544
Maret	2,335	2,253	0,033	2,172	138,594
April	2,293	2,335	0,061	2,211	152,555
Mei	2,069	2,293	-0,033	2,002	90,462
Juni	1,772	2,069	-0,029	1,789	51,518
Juli	1,652	1,772	-0,014	1,640	33,652
Agustus	1,576	1,652	-0,093	1,483	20,409
September	1,717	1,576	-0,108	1,503	21,842
Oktober	2,038	1,717	-0,099	1,709	41,168
November	2,303	2,038	-0,071	1,974	84,189
Deseber	2,244	2,303	-0,067	2,050	102,202

### Lampiran 16. Hasil Peramalan ARIMA (1,0,0) (1,0,1) 12 X<sub>t</sub>

Final Estimates of Parameters

Type	Coef	SE Coef	T	P
AR 1	0.5155	0.0625	8.24	0.000
SAR 12	0.9997	0.0019	519.18	0.000
SMA 12	0.9057	0.0499	18.14	0.000

Number of observations: 192

Residuals: SS = 9.29385 (backforecasts excluded)  
MS = 0.04917 DF = 189

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

Lag	12	24	36	48
Chi-Square	9.7	14.9	29.0	40.0
DF	9	21	33	45
P-Value	0.378	0.826	0.664	0.683



Lampiran 17. Hasil Korelasi Silang Antara Aliran Air dengan Curah Hujan

Crosscorrelations

Lag	Covariance	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	
0	0.027236	0.65429																						
1	0.0093001	0.22341																						
2	0.0061063	0.14669																						
3	0.00085103	0.02044																						
4	0.0051834	0.12452																						
5	-0.0052787	-.12681																						
6	-0.0037144	-.08923																						
7	-0.0018729	-.04499																						
8	-0.0010176	-.02444																						
9	-0.0041799	-.10041																						
10	-0.0017166	-.04124																						
11	-0.0035823	-.08606																						
12	0.0016840	0.04045																						

\*,\* marks two standard errors

Lampiran 18. Uji Q Box-Pierce Nilai Korelasi Diri Sisaan Awal

Autocorrelation Check of Residuals

To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----						
6	43.14	6	<.0001	0.399	0.116	0.121	0.152	0.122	0.021	
12	46.61	12	<.0001	0.079	0.082	-0.014	-0.042	0.010	0.050	
18	50.23	18	<.0001	0.117	-0.039	0.005	-0.003	-0.037	0.033	
24	57.78	24	0.0001	0.018	-0.063	-0.105	-0.132	-0.040	0.032	
30	59.32	30	0.0011	-0.007	-0.012	0.053	0.061	0.010	0.012	
36	81.65	36	<.0001	0.140	0.161	0.080	0.057	0.050	0.198	

Lampiran 19. Nilai Korelasi Diri Deret Sisaan Awal (n<sub>t</sub>)

Autocorrelation Plot of Residuals

Lag	Covariance	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	Std Error
0	0.018686	1.00000																						0
1	0.0074540	0.39891																						0.073127
2	0.0021727	0.11627																						0.083961
3	0.0022692	0.12144																						0.084818
4	0.0028480	0.15241																						0.085743
5	0.0022871	0.12240																						0.087179
6	0.0039899	0.02135																						0.088094
7	0.0014694	0.07864																						0.088121
8	0.0015350	0.08215																						0.088496
9	-0.0002538	-.01358																						0.088903
10	-0.0007916	-.04236																						0.088914
11	0.00018954	0.01014																						0.089022
12	0.00093953	0.05028																						0.089028

\*,\* marks two standard errors



**Lampiran 20. Nilai Korelasi Diri Parsial Deret Sisaan Awal ( $n_t$ )**

Partial Autocorrelations

Lag	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	
1	0.39891											.	*****										
2	-0.05096										.	*	.										
3	0.11092										.	**	.										
4	0.08197										.	**	.										
5	0.03445										.	*	.										
6	-0.05844										.	*	.										
7	0.09284										.	**	.										
8	-0.00093										.	.	.										
9	-0.07152										.	*	.										
10	-0.02061										.	.	.										
11	0.03004										.	.	*	.									
12	0.02458										.	.	.	.									

**Lampiran 21. Hasil Uji-t Parameter Fungsi Transfer (2,1,0)**

Conditional Least Squares Estimation

Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr >  t	Lag
MA1,1	0.35338	0.23780	1.49	0.1390	1
MA1,2	0.28424	0.14762	1.93	0.0567	2
AR1,1	0.82405	0.21513	3.83	0.0002	1
SCALE1	0.52252	0.02817	18.55	<.0001	0
NUM1,1	-0.79319	0.36205	-2.19	0.0297	1
DEN1,1	-0.38175	0.31840	-1.20	0.2321	1
DEN1,2	0.39019	0.13449	2.90	0.0042	2

**Lampiran 22. Hasil Uji Q Box-Pierce untuk Masalah Autokorelasi Deret Sisaan Akhir**

Autocorrelation Check of Residuals

To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----						
6	2.82	3	0.4200	-0.002	-0.004	0.001	0.031	0.036	-0.111	
12	4.95	9	0.8389	0.014	0.033	-0.059	-0.029	0.064	0.031	
18	15.63	15	0.4089	0.101	-0.101	0.035	-0.026	-0.084	0.018	
24	20.46	21	0.4923	-0.021	-0.063	-0.051	-0.063	0.007	0.107	
30	22.88	27	0.6912	-0.002	-0.000	0.001	0.031	-0.064	-0.076	
36	42.69	33	0.1203	0.057	0.083	-0.009	0.085	-0.046	0.256	

**Lampiran 23. Nilai Korelasi Diri Deret Sisaan Akhir ( $n_t$ )**

Autocorrelation Plot of Residuals

Lag	Covariance	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	Std Error
0	0.015836	1.00000											.	*****										0
1	-0.0000242	-.00153									.	.	.	.										0.073127
2	-0.0000609	-.00394									.	.	.	.										0.073127
3	0.00001118	0.00071									.	.	.	.										0.073128
4	0.00048853	0.03085									.	*	.	.										0.073129
5	0.00058268	0.03553									.	*	.	.										0.073198
6	-0.0017515	-.11061									.	**	.	.										0.073290
7	0.00022594	0.01427									.	.	.	.										0.074178
8	0.00051532	0.03254									.	*	.	.										0.074192
9	-0.0009397	-.05934									.	*	.	.										0.074268
10	-0.0004659	-.02942									.	*	.	.										0.074522
11	0.0010085	0.06369									.	.	*	.										0.074584
12	0.00048630	0.03071									.	.	.	*	.									0.074874

\*. \* marks two standard errors



**Lampiran 24. Nilai Korelasi Diri Parsial Deret Sisaan Akhir ( $n_t$ )**

Partial Autocorrelations

Lag	Correlation	-1	9	8	7	6	5	4	3	2	1	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	1	
1	-0.00153										.		.										
2	-0.00386										.		.										
3	0.00069										.		.										
4	0.03084										.		*	.									
5	0.03567										.		*	.									
6	-0.11047										.		**	.									
7	0.01455										.		.										
8	0.03148										.		*	.									
9	-0.06245										.		*	.									
10	-0.02402										.		.										
11	0.07267										.		*	.									
12	0.01511										.		.										

**Lampiran 25. Hasil Uji Q Box-Pierce untuk Masalah Kebebasan Deret Sisaan Akhir dengan Input**

Crosscorrelation Check of Residuals with Input X

To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Crosscorrelations-----					
5	5.26	2	0.0721	-0.073	-0.060	-0.019	-0.071	0.105	-0.053
11	10.49	8	0.2326	-0.069	-0.060	-0.026	-0.076	-0.064	-0.095
17	13.45	14	0.4918	0.081	0.069	-0.040	0.030	0.034	-0.028
23	17.62	20	0.6123	-0.017	0.027	-0.109	-0.045	0.051	0.069
29	23.44	26	0.6078	0.008	-0.063	0.038	0.144	-0.019	0.067
35	29.98	32	0.5693	-0.093	0.004	-0.146	-0.065	-0.021	-0.015

**Lampiran 26. Hasil Uji-t Parameter Akhir Fungsi Transfer (1,1,0)**

Conditional Least Squares Estimation

Parameter	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr >  t	Lag	Variable	Shift
AR1,1	0.42963	0.06755	6.36	<.0001	1	Y	0
SCALE1	0.51906	0.03022	17.18	<.0001	0	X	0
NUM1,1	-0.44150	0.08029	-5.50	<.0001	1	X	0
DEN1,1	0.20829	0.03543	5.88	<.0001	2	X	0

**Lampiran 27. Hasil Uji Q Box-Pierce untuk Masalah Autokorelasi Fungsi Transfer (1,1,0)**

Autocorrelation Check of Residuals

To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
8	5.48	5	0.3599	0.027	-0.093	0.031	0.076	0.063	-0.091
12	8.35	11	0.6813	0.038	0.068	-0.046	-0.033	0.057	0.044
18	18.26	17	0.3729	0.174	-0.099	0.024	-0.010	-0.083	0.028
24	23.08	23	0.4562	0.002	-0.059	-0.042	-0.082	0.021	0.100
30	25.97	29	0.6269	0.007	-0.029	0.022	0.037	-0.056	-0.084
36	43.62	35	0.1505	0.079	0.088	0.002	0.041	-0.032	0.243

**Lampiran 28. Hasil Uji Q Box-Pierce untuk Masalah Kebebasan Deret Sisaan Akhir dengan Input Fungsi Transfer (1,1,0)**

**Crosscorrelation Check of Residuals with Input X**

To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Crosscorrelations-----					
5	6.65	3	0.0840	-0.063	-0.080	0.006	-0.087	0.117	-0.062
11	12.51	9	0.1860	-0.070	-0.070	-0.016	-0.082	-0.066	-0.101
17	15.36	15	0.4262	0.081	0.060	-0.049	0.011	0.038	-0.033
23	19.44	21	0.5568	-0.017	0.022	-0.102	-0.051	0.057	0.070
29	25.99	27	0.5193	-0.001	-0.072	0.030	0.158	-0.026	0.057
35	31.37	33	0.5485	-0.083	0.001	-0.129	-0.070	-0.010	-0.014

**Lampiran 29. Hasil Peramalan Inflow Fungsi Transfer untuk Tahun 2002**

Forecast	Std Error	Actual	95% Confidence Limits		After Conversion	Qsag Actual	Bias	MSE	MAPE	
			Lower	Upper						
2.1397	0.1766	2.2718	1.7935	2.4859	127.943	177	49.1	200.55	2.3097	
2.1218	0.2225	2.1021	1.6857	2.5579	122.373	116.5	5.9	2.87	0.4201	
2.1273	0.2432	2.2749	1.6506	2.6040	124.060	178.3	54.2	245.16	2.5351	
2.1524	0.2519	2.2615	1.6587	2.6462	132.037	172.6	40.6	137.11	1.9584	
2.0857	0.2554	1.7657	1.5851	2.5862	111.815	48.3	63.5	336.18	10.9584	
1.8841	0.2567	1.6263	1.3810	2.3873	66.577	32.3	34.3	97.91	8.8434	
1.7603	0.2572	1.6263	1.2562	2.2643	47.584	32.3	15.3	19.47	3.9432	
1.6272	0.2574	1.3598	1.1228	2.1316	32.384	12.9	19.5	31.64	12.5866	
1.6581	0.2574	1.2742	1.1535	2.1626	35.509	8.8	26.7	59.45	25.2926	
1.8677	0.2574	1.2788	1.3631	2.3722	63.739	9	54.7	249.70	50.6843	
2.0479	0.2574	1.5302	1.5434	2.5525	101.661	23.9	77.8	503.90	27.1133	
2.0538	0.2574	2.1069	1.5493	2.5584	103.188	117.9	14.7	18.04	1.0399	
<b>Rata-rata Bias, Nilai MSE &amp; Nilai MAPE Peramalan</b>							<b>38.0</b>	<b>158.5</b>	<b>147.7</b>	

**Lampiran 30. Hasil Peramalan Inflow Fungsi Transfer untuk Tahun 2003**

Forecast	Std Error	95% Confidence Limits		After Conversion
		Lower	Upper	
2.2361	0.1782	1.8868	2.5855	162.227
2.1621	0.2246	1.7219	2.6022	135.245
2.1818	0.2450	1.7016	2.6619	141.985
2.1913	0.2533	1.6949	2.6878	145.346
2.0318	0.2565	1.5290	2.5345	97.597
1.8376	0.2577	1.3326	2.3427	58.802
1.7544	0.2581	1.2486	2.2602	46.807
1.5984	0.2582	1.0924	2.1045	29.664
1.5588	0.2583	1.0527	2.0650	26.208
1.7448	0.2583	1.2386	2.2510	45.565
1.9784	0.2583	1.4722	2.4847	85.148
2.0481	0.2583	1.5419	2.5544	101.712