

ANALISIS STOKHASTIK UNTUK CURAH HUJAN BULANAN DAN 10 HARIAN PADA STASIUN HUJAN DI DAERAH IRIGASI CIKEUSIK, CIREBON, JAWA BARAT

Oleh :

***)Bambang J.A., **) Putu Sudira, **) Bambang Hari P.**

I. Pendahuluan

Data yang digunakan pada perencanaan, perancangan dan studi penelitian sumber daya air pada umumnya memiliki keterbatasan pencatatan. Hal ini merupakan suatu kekurangan serius, sebab suatu rangkaian data penelitian yang didapat tidaklah identik dengan kejadian di masa mendatang, sehingga sifat data tersebut kurang memberikan informasi untuk suatu perancangan yang teliti (Kottegoda, 1980).

Untuk mengatasi hal tersebut maka digunakan model stokhastik untuk menu-runkan data, yang menirukan sifat statistik data tercatat. Melalui fungsi matematis dapat dibuat rangkaian waktu yang berbeda dari rangkaian waktu hasil pencatatan, tetapi dengan tetap memperhatikan sebagian dari sifat-sifat statistiknya.

Tiap-tiap runtun waktu dikonstruksi sedemikian rupa sehingga kejadian-kejadiannya mempunyai peluang yang sama seperti runtun hasil pencatatan.

Tujuan dari penelitian ini adalah untuk mensimulasikan rangkaian data hujan

bulanan dan 10 harian pada stasiun hujan di D.I. Cikeusik untuk digunakan sebagai input dalam pengelolaan air irigasi.

II. Tinjauan Pustaka

Ada beberapa hal penting yang harus diperhatikan dalam perkiraan dan pemakaian model stokhastik, yaitu :

1. Jika data hasil pencatatan tidak cukup menggambarkan suatu proses, maka praktis tidak dapat dipakai sebagai analisis.
2. Dari analisis pendahuluan, apabila ada maka dimungkinkan untuk mengenali dan meralat kesalahan-kesalahan pada pengukuran dan pencatatan.
3. Suatu model, di suatu pihak dapat diatur bentuknya di lain pihak harus dapat menjaga hubungan antara sifat-sifat statistik dan hidrologi dari suatu proses, sehingga rangkaian data dari berbagai peristiwa yang mungkin terjadi dapat dibangkitkan seperti kejadian sebenarnya (Kottegoda, 1980).

2.1. Model Swaregresi (*autoregressive*)

Model swaregresi disebut juga rantai Markov, menurut nama ahli matematika Rusia A.A. Markov (1856 — 1922).

*)Mahasiswa FTP-UGM Jurusan Mekanisasi Pertanian.

**)Staf Pengajar FTP-UGM Jurusan Mekanisasi Pertanian.

Pemakaian model ini sangat menarik dalam hidrologi karena :

- 1) Bentuk swaregresi mempunyai type intuitif dari ketergantungan waktu (harga variabel pada waktu sekarang tergantung pada harga waktu yang lalu),
- 2) Merupakan model paling sederhana untuk digunakan.

Di kalangan analisis stokhastik banyak dipakai anggapan bahwa data hidrologi dapat dipisahkan menjadi komponen yang menunjukkan kecenderungan (*trend*), komponen periodik dan komponen acak. Komponen kecenderungan dan komponen periodik disebut komponen deterministik dan komponen acak sering disebut komponen stokhastik. Model ini digunakan pada komponen stokhastiknya, ini berarti yang dianalisis hanya komponen acaknya saja yang sudah terikat pada suatu nilai deterministik yang sudah pasti.

2.1.1. *Formulasi Matematik Model Swaregresi Harkat p, ARp*

Model swaregresi harkat p, AR(p) untuk suatu variabel Y, dapat ditulis sebagai berikut :

$$\begin{aligned}
 Y_t &= \mu + \beta_1(Y_{t-1} - \mu) + \beta_2(Y_{t-2} - \mu) \\
 &+ \dots + \beta_p(Y_{t-p} - \mu) + \xi_t \\
 &= \mu + \sum_{i=1}^p \beta_i(Y_{t-i} - \mu) + \xi_t \quad (2.1)
 \end{aligned}$$

di mana :

Y_t adalah deret stasioner yang tergantung waktu yang terdistribusi normal.

$\beta_i, i = 1, 2, 3, \dots, p$ adalah parameter swaregresi

ξ_t adalah komponen acak atau deret yang tidak tergantung waktu yang bebas dari Y_t , dan juga terdistribusi normal dengan rata-rata nol dan variansi $\sigma_{\xi}^2, N(0, \sigma_{\xi}^2)$.

2.1.2. *Sifat-sifat Model Swaregresi*

Sifat-sifat utama model swaregresi adalah harga ekspektasi, variansi dan autokorelasi dari model pada persamaan (2.1), adalah : $E(Y_t) = \mu, E(\xi_t) = 0, \text{var}(Y_t) = E(Y_t^2) = \sigma^2, \text{var}(\xi_t) = E(\xi_t^2) = \sigma_{\xi}^2, \rho_k = E(Y_t, Y_{t-k})/\sigma^2$ dan $E(\xi_t, Y_{t-k}) = 0$, untuk $k = 1, 2, 3, \dots$. Parameter σ^2 dan μ diestimasi dari data.

2.2. *Model Thomas-Fiering*

Model Thomas-Fiering biasanya dipakai untuk membangkitkan debit sungai *perennial*, yaitu sungai yang selalu mengalir sepanjang tahun atau dengan kata lain sungai yang tidak pernah nol debatnya. Untuk data hujan yang dengan sendirinya mempunyai nilai data nol pada bulan-bulan kering, sebaiknya digunakan cara khusus agar data turunan mempunyai frekuensi nilai nol yang mendekati frekuensi nilai nol data observasinya.

2.2.1. *Formulasi Matematik Model Thomas-Fiering*

Thomas-Fiering memberikan persamaan sebagai berikut :

$$Q_{i,j} = \bar{Q}_j + b_j(Q_{i-1, j-1} - \bar{Q}_{j-1}) + \xi_i S_j \sqrt{1 - r_j^2} \dots \dots \dots (2.2)$$

dengan :

Q = data hidrologi (hujan, debit, atau lainnya)

i = urutan dalam rangkaian data

hujan
cagai

yang
dan

ukup
naka
cagai

abla
ntuk
han-
pen-

apat
arus
sifat-
uatu
dari
ter-
ceja-
).

ntai
tika
22).

- j = interval waktu dalam 1 tahun (12 bulan)
- b_j = koefisien regresi antara waktu ke- j dan $j-1$
- S = Simpangan baku
- r = koefisien korelasi antara waktu ke- j dan $j-1$
- ζ = bilangan acak, biasanya merupakan variabel bebas bersebaran normal, dengan rerata 0 dan variansi 1, $N(0,1^2)$.

2.2.2. Sifat-sifat Model Thomas-Fiering

1. Variasi musiman ditunjukkan oleh penggunaan hubungan regresi antara waktu ke j dan $j-1$.
2. Model ini menganggap adanya keteguhan antara waktu ke j dan $j-1$.
3. Karena distribusi normal tidak memberikan probabilitas nol kepada nilai-nilai negatif, maka model tersebut akan memberikan data hidrologi negatif. Data hidrologi yang negatif ini hanya digunakan untuk menggenerasi data hidrologi selanjutnya, kemudian dibuang. Dengan kata lain data hidrologi yang negatif tersebut tidak boleh dicantumkan sebagai hasil simulasi, tapi diganti dengan nilai nol (Soemarto, 1987).

Langkah pertama dalam membuat data turunan adalah memilih distribusinya. Dalam memilih suatu distribusi, tidak ada suatu dasar prioritas karena catatan data observasi yang relatif pendek yang biasa dijumpai tidak mampu menetapkan sifat-sifat (parameter) dari distribusinya. Maka biasanya distribusi yang dipilih adalah yang cocok dengan data observasi yang berada dalam batas-batas kriteria yang masih diperkenankan. Pemilihan ini dipengaruhi oleh kenyataan bahwa distribusi-distribusi tertentu cocok untuk teknik-

teknik pembangkitan sementara distribusi lainnya sangat sulit diterima.

Banyak peneliti mendapatkan bahwa pembangkitan data hidrologi dengan menggunakan distribusi normal merupakan metode yang paling efektif. Beberapa teknik untuk merubah deret data supaya mendekati normal telah banyak dipakai. Perubahan ini dikenal sebagai pemutihan (*prewhitening*).

Model ini mengijinkan adanya ketak-stasioneran dalam data hidrologi yang tercatat. Untuk menurunkan data hidrologi bulanan maka data dari setiap bulan diregresikan terhadap bulan sebelumnya, sehingga didapat 12 persamaan regresi linear.

III. Landasan Teoritis

3.1. Estimasi Parameter-parameter Model Swaregresi

3.1.1. Estimasi parameter β_p

Jika persamaan (2.1) dikalikan dengan Y_{t-1} dan diekspektasikan, maka :

$$E(Y_t \cdot Y_{t-1}) = \beta_1 E(Y_{t-1} \cdot Y_{t-1}) + \beta_2 E(Y_{t-2} \cdot Y_{t-1}) + \dots + \beta_p E(Y_{t-p} \cdot Y_{t-1}) + E(\zeta_t \cdot Y_{t-1})$$

$$\rho_1 = \beta_1 \rho_0 + \beta_2 \rho_1 + \dots + \beta_p \rho_{p-1}$$

Selanjutnya, jika persamaan (2.1) berturut-turut dikalikan dengan $Y_{t-2}, Y_{t-3}, \dots, Y_{t-p}$ dan diekspektasikan, maka diperoleh bentuk matrik sebagai berikut :

$$\begin{bmatrix} \rho_1 \\ \rho_2 \\ \vdots \\ \rho_p \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & \rho_1 & \rho_2 & \dots & \rho_{p-1} \\ \rho_1 & 1 & \rho_1 & \dots & \rho_{p-2} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{p-1} & \rho_{p-2} & \rho_{p-3} & \dots & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \beta_2 \\ \vdots \\ \beta_p \end{bmatrix} \quad (3.1)$$

Apabila "r" adalah estimasi dari ρ , dan untuk model AR1, persamaan (2.1) menjadi :

$$AR1 = Y_t = \mu + \beta_1(Y_{t-1} - \mu) + \xi_t \dots (3.2)$$

dan persamaan (3.1) menjadi :

$$r_1 = \beta_1 \dots (3.3)$$

Untuk model AR2, persamaan (2.1) menjadi :

$$AR2 = Y_t = \mu + \beta_1(Y_{t-1} - \mu) + \beta_2(Y_{t-2} - \mu) + \xi_t \dots (3.4)$$

dan persamaan (3.1) menjadi :

$$r_1 = \beta_1 + \beta_2 r_1 \text{ dan } r_2 = \beta_1 r_1 + \beta_2$$

sehingga :

$$\beta_2 = (r_2 - r_1^2)/(1 - r_1^2) \text{ dan } \beta_1 = r_1(1 - r_2)/(1 - r_1^2) \dots (3.5)$$

dimana :

r_1 = koefisien korelasi geser (lag)-1
 r_2 = koefisien korelasi geser (lag)-2
(r_1 dan r_2 diestimasi dari data).

3.1.2. Estimasi parameter σ^2_ξ

Estimasi parameter σ^2_ξ didapat dengan mengalikan persamaan (2.1) dengan Y_t dan kemudian diekspektasikan :

$$E(Y_t \cdot Y_t) = \beta_1 E(Y_{t-1} \cdot Y_t) + \beta_2 E(Y_{t-2} \cdot Y_t) + \dots + \beta_p E(Y_{t-p} \cdot Y_t) + \xi_t \cdot Y_t$$

$$\sigma^2 = \beta_1 \rho_1 \sigma^2 + \beta_2 \rho_2 \sigma^2 + \dots + \beta_p \rho_p \sigma^2 + \sigma^2_\xi$$

atau

$$\sigma^2_\xi = \sigma^2(1 - \sum_{j=1}^p \beta_j \rho_j) \dots (3.6)$$

Untuk AR1, didapat :

$$\sigma^2_\xi = \sigma^2(1 - r_1^2) \dots (3.7)$$

Untuk AR2, didapat :

$$\sigma^2_\xi = \sigma^2(1 - \beta_1 r_1 - \beta_2 r_2) \dots (3.8)$$

3.2. Uji Stasioneritas Data

Agar supaya model AR(p) dengan parameter konstan adalah stasioner, parameter $\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p$ harus memenuhi kondisi stasioneritas. Kondisi tersebut dipenuhi apabila akar-akar dari persamaan karakteristik :

$$b^p - \beta_1 b^{p-2} - \dots - \beta_p = 0 \dots (3.9)$$

terletak di dalam lingkaran satuan yang diberikan $b^2 = 1$.

Jadi $|b_i| < 1, i = 1, \dots, p$

Untuk AR1, persamaan (3.9) menjadi $b - \beta_1 = 0$, sehingga $\beta_1 < 1$ adalah kondisi stasioner untuk model AR1 atau $-1 < \beta_1 < 1$. Untuk AR2, persamaan (3.9) menjadi : $b^2 - \beta_1 b - \beta_2 = 0$, dengan penyelesaian persamaan kuadrat dapat ditentukan nilai b_1 dan b_2 . Untuk kondisi stasioner, nilai b_1 dan b_2 harus berada dalam lingkaran satuan (Kotegoda, 1980).

3.3. Estimasi Parameter-parameter Model Thomas-Fiering

Supaya parameter-parameter yang dihitung dalam persamaan regresi memiliki ketepatan yang cukup, disarankan agar cara ini digunakan dengan hati-hati bila data yang ada kurang dari 12 tahun (Clarke, 1973).

Koefisien regresi antara waktu ke-j dan j-1, diberikan rumus : $b_j = r_j S_j / S_{j-1}$, dengan : r_j = koefisien korelasi antara waktu ke-j dan j-1.

$$r_j = \frac{\sum(Q_{i,j-1} - \bar{Q}_{j-1})(Q_{i,j} - \bar{Q}_j)}{\sqrt{[\sum(Q_{i,j-1} - \bar{Q}_{j-1})^2 \sum(Q_{i,j} - \bar{Q}_j)^2]}}$$

dengan r_t , S_t , dan S_{t-1} diestimasi dari data.

3.4. Uji Keabsahan Model

Dalam pemilihan model yang sesuai untuk pembangkitan data, diadakan perbandingan harga parameter-parameter stokhastik data bangkitan (*generate*) dan data observasi. Karakteristik-karakteristik yang perlu dicek adalah : harga rata-rata, simpangan baku dan koefisien korelasi antara data bangkitan dan data observasi (Srikanthan, 1983).

IV. Metodologi

Perumusan Model dan Hitungan

Misalnya, diberikan rangkaian data curah hujan $\{y_1, y_2, \dots, y_t, \dots, y_N\}$ selama N tahun pencatatan :

		Interval waktu dalam 1 tahun						
		1	2	3	4	t.....	m
tahun 1	Y_{11}	Y_{12}	Y_{13}	Y_{14}	Y_{1t}	Y_{1m}
tahun 2	Y_{21}	Y_{22}	Y_{23}	Y_{24}	Y_{2t}	Y_{2m}
tahun 3	Y_{31}	Y_{32}	Y_{33}	Y_{34}	Y_{3t}	Y_{3m}
.....
tahun N	Y_{N1}	Y_{N2}	Y_{N3}	Y_{N4}	Y_{Nt}	Y_{Nm}

Prosedur untuk mengestimasi μ , β_1 dan σ^2_ξ adalah :

(i) Hitung $\bar{Y} = \sum_{t=1}^{N,m} Y_t / Nm$; \bar{Y} harga estimasi

dari μ

(ii) Hitung :

$$r_1 = \frac{\sum_{t=1}^{Nm-1} (Y_t - \bar{Y})(Y_{t+1} - \bar{Y})}{\sum_{t=1}^{Nm} (Y_t - \bar{Y})^2}$$

$$r_2 = \frac{\sum_{t=1}^{Nm-2} (Y_t - \bar{Y})(Y_{t+2} - \bar{Y})}{\sum_{t=1}^{Nm} (Y_t - \bar{Y})^2}$$

(iii) Hitung : β_1 dan β_2

Untuk AR1 : $\beta_1 = r_1$

Untuk AR2 : $\beta_1 = r_1 (1 - r_2) / (1 - r_2^2)$

$\beta_2 = (r_2 - r_2^2) / (1 - r_2^2)$

(iv) Hitung variansi komponen acak σ^2_ξ

Untuk AR1 :

$$\sigma^2_\xi = \frac{\sum_{t=1}^{Nm} (Y_t - \bar{Y})^2 (1 - r_1^2)}{(Nm - 1)(Nm - 3)}$$

Untuk AR2 :

$$\sigma^2_\xi = \frac{\sum_{t=1}^{Nm} (Y_t - \bar{Y})^2 (1 - \beta_1 - r_1 - \beta_2 \cdot r_2)}{(N - 2)(N - 5)}$$

Output model AR1 distribusi normal, $N(0, \sigma^2_\xi)$

stimasi

t	Y_{t-1}	$Y_{t-1} - \bar{Y}$	$\bar{Y} + \beta_1(Y_{t-1} - \bar{Y})$	ξ_t	y.
0	\bar{Y}	0	\bar{Y}	ξ_0	$\bar{Y} + \xi_0$
1	$\bar{Y} + \xi_0$	ξ_0	$\bar{Y} + \beta_1 \xi_0$	ξ_1	$\bar{Y} + \beta_1 \xi_0 + \xi_1$
2	$\bar{Y} + \beta_1 \xi_0 + \xi_1$	$\beta_1 \xi_0 + \xi_1$	$\bar{Y} + \beta_1(\beta_1 \xi_0 + \xi_1)$	ξ_2	$\bar{Y} + \beta_1(\beta_1 \xi_0 + \xi_1) + \xi_2$
...
N	ξ_N	$\bar{Y} + \beta_1(\beta_1 \xi_{N-2} + \xi_{N-1} + \xi_N)$

$(, - \bar{Y})^2$

$(, - \bar{Y})^2$

Output model AR2 distribusi normal, $N(0, \sigma^2_\xi)$

σ^2_ξ

t	Y_{t-2}	Y_{t-1}	(a) $\bar{Y} + \beta_1(Y_{t-1} - \bar{Y}) + \beta_2(Y_{t-2} - \bar{Y})$	(b) ξ_t	(a) + (b) Y_t
0	$Y_{N(m-1)}$				
1		Y_{Nm}			
2			$\bar{Y} + \beta_1(Y_{Nm} - \bar{Y}) + \beta_2(Y_{N(m-1)} - \bar{Y})$	ξ_1	Z_1
3	Y_{Nm}	Z_1	$\bar{Y} + \beta_1(Z_1 - \bar{Y}) + \beta_2(Y_{Nm} - \bar{Y})$	ξ_2	Z_2
...
N	Z_{N-3}	Z_{N-2}	$\bar{Y} + \beta_1(Z_{N-2} - \bar{Y}) + \beta_2(Z_{N-3} - \bar{Y})$	ξ_{N-1}	Z_{N-1}

im - 3)

2)

Untuk menurunkan data hidrologi yang mempunyai nilai nol, Thomas-Fiering mengemukakan modifikasi rumus sebagai berikut : misalnya, diberikan rangkaian data curah hujan $\{y_1, y_2, \dots, y_N\}$ selama N tahun pencatatan.

1. Untuk $j =$ bulanan ($j = 1 \dots 12$) dalam 1 tahun, dihitung jumlah data tercatat yang tidak nol (n_j) dalam bulan yang sama selama N tahun, kemudian dihitung probabilitas data tidak nol. $p_j = n_j/N$.

2. Dihitung rata-rata dan variansi bulanan. Untuk data yang mengandung nilai nol, perhitungan rata-rata dan variansi hanya dilakukan terhadap bulan-bulan yang tidak nol.
3. Pembangkitan rangkaian turunan untuk data bulanan adalah sebagai berikut :
 - a. untuk bulan-j, pilih bilangan *pseudo random* dari distribusi merata, jika angka ini lebih kecil dari p_j , maka ada hujan yang terjadi dalam bulan j, dan sebaliknya.

- b. jika tidak ada hujan terjadi pada bulan $j-1$, ulangi untuk bulan- j .
- c. jika hujan terjadi pada bulan- j , dan juga terjadi pada bulan $j-1$, regresikan hujan pada kedua bulan tersebut.
- d. Mengubah bilangan *pseudo random* menjadi bersebaran Normal dengan rata-rata nol dan variansi 1, $N(0,1^2)$ dengan bantuan rumus Box-Muller.

Interval waktu dalam 1 tahun

	Jan	Feb	Mar	Apr	Des
Tahun 1	Q_1	Q_2	Q_3	Q_4	Q_{12}
Tahun 2	Q_{13}	Q_{14}	0	Q_{16}	Q_{24}
Tahun 3	Q_{25}	Q_{26}	0	0	Q_{36}
.....						
Tahun 10	Q_{109}	Q_{110}	Q_{111}	Q_{112}	...	Q_{120}

p_j	=	1	1	0,8	0,9	1
mean	=	\bar{Q}_J	\bar{Q}_F	\bar{Q}_M	\bar{Q}_A	\bar{Q}_D
var	=	S_J^2	S_F^2	S_M^2	S_A^2	...	S_D^2
r_j	=	r_{JD}	r_{FJ}	r_{MJ}	r_{AM}	r_{DN}

Output model Thomas-Fiering distribusi Normal, $N(0,1^2)$.

Tahun 1

$$\begin{aligned}
 Q_F &= \bar{Q}_F + r_{FJ} S_F / S_J (Q_J - \bar{Q}_J) + \xi_2 S_F \sqrt{1 - r_{FJ}^2} \\
 Q_M &= \bar{Q}_M + r_{MF} S_M / S_F (Q_F - \bar{Q}_F) - \xi_3 S_M \sqrt{1 - r_{MF}^2} \\
 Q_A &= \bar{Q}_A + r_{AM} S_A / S_M (Q_M - \bar{Q}_M) + \xi_4 S_A \sqrt{1 - r_{AM}^2} \\
 &\vdots \\
 &\vdots \\
 Q_D &= \bar{Q}_D + r_{DN} S_D / S_N (Q_N - \bar{Q}_N) + \xi_5 S_D \sqrt{1 - r_{DN}^2}
 \end{aligned}$$

dimana : Q_J adalah nilai generasi pertama pada bulan Januari.

$$Q_J = \bar{Q}_J + S_J (\xi_1)$$

Untuk tahun ke 2, 3 dan seterusnya sama, akan tetapi nilai generasi pertama pada bulan Januari (Q_J) berubah tergantung pada bilangan acak (ξ) yang menyertainya.

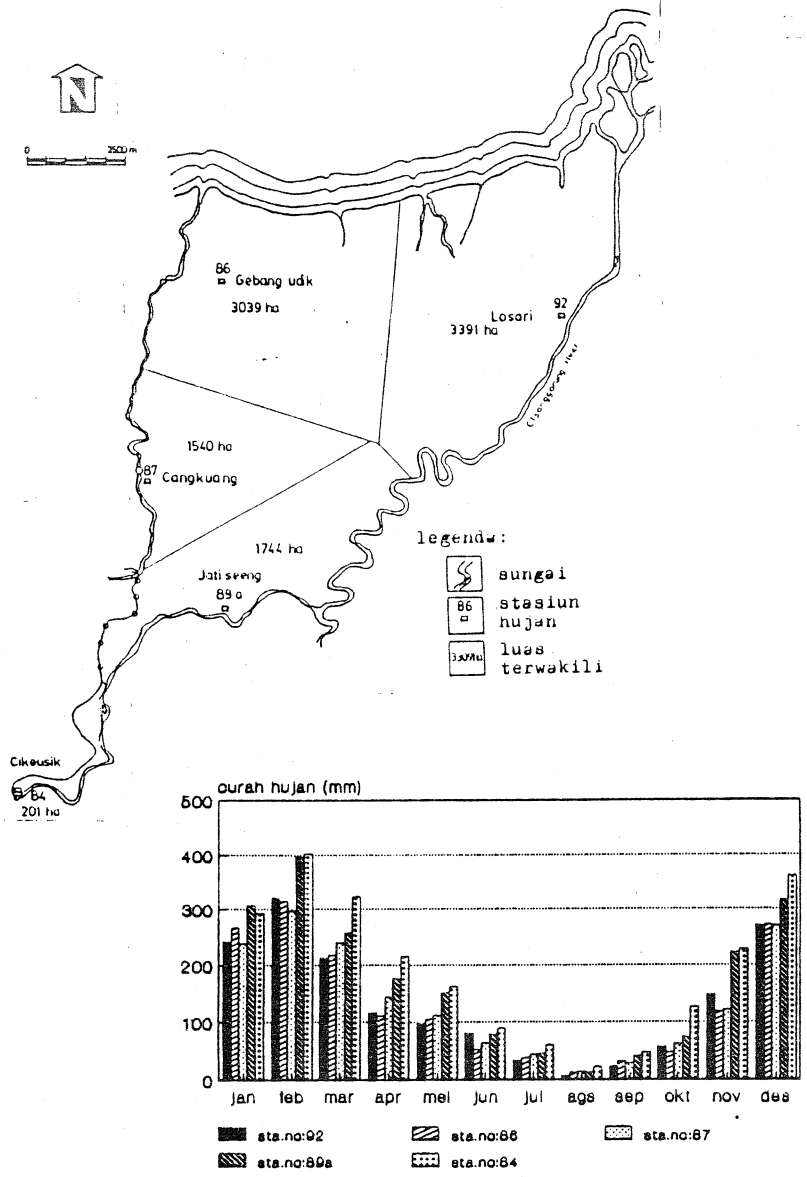
V. Hasil Analisis dan Pembahasan

Data Hujan

Des
Q₁₂
Q₂₄
Q₃₆

Q₁₂₀
1
Q_b
S_D²
r_{DN}
USI

er-
ya
na
in-
ng



Gambar 1. Rerata curah hujan bulanan

Rata-rata data hujan dari lima stasiun di D.I. Cikeusik ditunjukkan dalam gambar 1. Kelima stasiun menunjukkan fluktuasi dari bulan ke bulan yang sama. Stasiun no. 92 dan no. 86 terletak di bagian hilir, stasiun no. 87 dan no. 89a terletak di bagian tengah dan stasiun no. 84 terletak di bagian hulu dari D.I. Cikeusik. Data curah hujan dari tiga stasiun yaitu no. 92, 89a dan 84 dipilih untuk mewakili masing-masing daerah.

Dari hasil analisis keandalan data yang meliputi uji homogenitas, uji konsistensi dan uji keteguhan pada kelima stasiun hujan menunjukkan hasil yang dapat diterima untuk dipakai pada analisis stokhastik. Sedangkan dari analisis deret berkala yang meliputi kecenderungan (*trend*) dan periodisitas menunjukkan hasil yang dominan.

Tabel 1. Nilai koefisien korelasi

	Data Observasi Bulanan			Data Observasi 10 Harian		
	no. 92	no. 89a	no. 84	no. 92	no. 89a	no. 84
AR-1	0.6504	0.923	0.713	0.9019	0.9109	0.8914
AR-2	0.6293	0.8811	0.7762	0.8789	0.892	0.8704
TF-1	0.825	0.9161	0.9091	0.8931	0.8465	0.8432

Model AR1, AR2 dan TF1 diterapkan pada tiga stasiun terpilih. Perhitungan dilakukan dengan menggunakan komputer dalam bahasa BASIC. Ketiga model menunjukkan hubungan yang bersifat linier antara rata-rata data observasi dan data bangkitan dengan batas keyakinan (*Confidence limit*) sebesar 95% (Tabel 1).

Dengan analisis regresi dan korelasi, tabel 2 dan 4 menunjukkan hubungan parameter statistik yang memuaskan. Nilai simpangan baku dari data bangkitan lebih kecil daripada data observasi, hal ini menunjukkan variasi atau penyebaran dari data bangkitan yang kecil.

Pada masing-masing bulan, tidak ada satu modelpun yang dapat menghasilkan nilai data bangkitan yang memuaskan. Tetapi model AR1 yang diterapkan pada data hujan 10 harian dan model TF1 yang diterapkan pada data hujan bulanan lebih memuaskan dalam menghasilkan variasi bulan basah dan bulan kering. Model AR2 dan TF1 yang diterapkan pada data hujan 10 harian dan model AR1 dan AR2 yang diterapkan pada data bulanan menghasilkan jumlah bulan basah yang sedikit apabila dibandingkan dengan data observasinya.

Untuk model yang diterapkan pada data logaritma ditunjukkan pada tabel 3 dan 5. Transformasi ke bentuk logaritma dimaksudkan agar data observasi mengikuti sebaran normal.

Data hujan hasil bangkitan dapat dipakai untuk penalaran suatu rancangan atau penetapan suatu cara pengoperasian di bidang irigasi. Untuk ketersediaan data hujan yang cukup, analisis stokhastik dapat menghasilkan petunjuk yang berarti dalam menetapkan kebijaksanaan pengelolaan suatu daerah irigasi. Khususnya menyangkut masalah pelayanan air irigasi, serta pengaturan jadwal tanam.

Tabel 2. Perbandingan parameter-parameter statistik data hujan bulanan antara data observasi dan data bangkitan dengan model TF-1 (mm) berdasarkan data asli (tahun 1975 — 1989)

no. 92		jan	feb	mar	apr	mei	jun	jul	ags	sep	okt	nov	des
rata-rata	obs	243	322	214	118	99	81	35	8	25	59	148	272
	gen	244	322	214	127	95	78	32	22	12	6	122	259
simp. baku	obs	98	110	80	71	68	61	40	17	29	58	73	109
	gen	1	1	1	1	32	26	18	7	18	18	9	4
no. 89a													
rata-rata	obs	308	398	258	177	151	79	46	13	42	74	223	316
	gen	308	398	258	177	151	85	50	25	34	25	160	316
simp. baku	obs	129	209	121	112	195	60	46	25	46	78	122	141
	gen	1	1	1	0	1	0	25	10	34	38	61	22
no. 84													
rata-rata	obs	294	402	323	215	163	89	61	22	47	126	227	360
	gen	294	401	323	215	163	103	66	41	25	37	152	324
simp. baku	obs	101	160	87	99	101	70	63	31	55	95	129	130
	gen	1	1	1	1	0	0	33	22	35	51	59	28

Tabel 3. Perbandingan parameter-parameter statistik data hujan bulanan antara data observasi dan data bangkitan dengan model TF-1 (mm) berdasarkan data logaritma (tahun 1975 — 1989)

no. 92		jan	feb	mar	apr	mei	jun	jul	ags	sep	okt	nov	des
rata-rata	obs	243	322	214	118	99	81	35	8	25	59	148	272
	gen	227	304	186	98	79	48	28	26	8	5	82	239
simp. baku	obs	98	110	80	71	68	61	40	17	29	58	73	109
	gen	11	11	31	20	16	21	23	11	11	10	29	24
no. 89a													
rata-rata	obs	308	398	258	177	151	79	46	13	42	74	223	316
	gen	1423	310	1509	370	127	107	94	43	89	503	177	265
simp. baku	obs	129	209	121	112	195	60	46	25	46	78	122	141
	gen	2427	148	3668	613	94	167	98	61	65	1413	169	112
no. 84													
rata-rata	obs	294	402	323	215	163	89	61	22	47	126	227	360
	gen	1407	317	2089	1459	130	125	69	109	92	1781	159	269
simp. baku	obs	101	160	87	99	101	70	63	31	55	95	129	130
	gen	2401	294	5047	2410	88	123	35	194	142	5173	114	112

Tabel 4. Perbandingan parameter-parameter statistik data hujan 10 harian antara data observasi dan data bangkitan dengan model AR-1 (mm) berdasarkan data asli (tahun 1975 — 1989)

no. 92	jan		feb		mar		apr		mei		jun		jul		ags		sep		okt		nov		des	
	obs	gen	obs	gen	obs	gen	obs	gen	obs	gen	obs	gen	obs	gen	obs	gen	obs	gen	obs	gen	obs	gen	obs	gen
rata-rata	100	68	106	67	88	81	56	50	21	33	32	30	14	18	1	7	5	12	17	20	25	15	105	60
	87	70	20	72	78	73	28	43	33	29	37	33	10	18	4	11	8	16	18	5	45	15	64	46
simp. baku	56	63	96	84	48	48	35	35	45	42	12	29	11	7	3	15	13	11	24	13	78	48	103	62
	69	21	69	24	69	19	42	39	27	28	29	28	28	22	4	11	10	12	33	31	22	13	81	21
no. 89 a	50	26	54	24	41	12	21	30	36	28	33	29	15	24	11	14	13	18	19	7	30	20	62	35
	34	23	58	15	33	25	32	27	29	39	17	21	15	10	6	8	19	16	31	20	60	26	66	17
rata-rata	132	89	128	84	97	83	70	43	54	56	41	33	15	16	3	8	7	16	21	23	43	27	122	72
	103	72	149	73	91	77	57	45	50	47	26	16	18	17	5	21	17	24	21	6	78	50	82	73
simp. baku	72	67	120	90	70	54	51	49	47	35	12	23	13	5	4	21	18	14	14	20	102	51	112	86
	81	29	95	30	78	43	57	50	65	44	43	32	29	23	8	13	14	15	41	35	38	27	83	26
no. 84	76	39	128	40	56	19	44	30	43	42	26	15	22	19	16	27	26	24	34	8	58	31	63	41
	36	36	68	30	57	37	60	36	51	41	18	15	22	7	9	12	22	21	39	26	84	37	66	31
rata-rata	106	83	136	83	116	96	99	90	65	76	50	43	21	18	9	12	16	25	40	39	52	42	158	82
	102	76	156	94	107	95	71	76	53	70	23	22	20	27	3	17	14	27	33	14	80	55	87	99
simp. baku	85	68	109	107	99	79	44	61	45	57	17	30	20	14	10	27	17	16	53	44	95	64	115	107
	68	34	90	32	62	37	64	36	54	33	41	30	31	22	18	17	27	21	54	45	38	34	90	24
no. 84	74	39	106	31	50	20	48	38	46	43	25	17	25	30	8	20	24	24	37	20	71	35	41	39
	53	39	43	27	63	33	31	38	42	20	18	26	18	23	15	24	23	43	31	77	31	77	31	75

Tabel 5. Perbandingan parameter-parameter statistik data hujan 10 harian antara data observasi dan data bangkitan dengan model AR-1 (mm) berdasarkan data logaritma (tahun 1975 — 1989)

no. 92	jan		feb		mar		apr		mei		jun		jul		ags		sep		okt		nov		des	
	obs	gen	obs	gen	obs	gen	obs	gen	obs	gen	obs	gen	obs	gen	obs	gen	obs	gen	obs	gen	obs	gen	obs	gen
rata-rata	100	63	106	83	88	85	56	86	21	63	32	58	14	13	1	6	5	10	17	15	25	24	105	41
	87	82	20	86	78	63	28	69	33	39	37	59	10	13	4	11	8	14	18	23	45	26	64	65
	56	79	96	89	48	73	35	33	45	52	12	22	11	10	3	8	13	11	24	17	78	40	103	66
simp. baku	69	33	69	65	69	49	42	71	27	101	29	68	28	17	4	8	10	13	33	23	22	23	81	24
	50	35	54	68	41	33	21	87	36	47	33	56	15	19	11	17	13	29	19	38	30	17	62	40
	34	37	58	45	33	55	32	26	29	46	17	18	15	11	6	6	19	9	31	21	60	31	66	33
no. 89a																								
rata-rata	132	89	128	95	97	120	70	138	54	71	41	44	15	12	3	5	7	12	21	33	43	28	122	61
	103	88	149	110	91	90	57	88	50	75	26	46	18	17	5	8	17	23	21	24	78	39	82	76
	72	91	120	126	70	94	51	63	47	72	12	20	13	10	4	6	18	27	32	25	102	64	112	92
simp. baku	81	60	95	54	78	73	57	109	65	75	43	43	29	11	8	4	14	14	41	45	38	24	83	33
	76	41	128	70	56	52	44	118	43	64	26	67	22	18	16	12	26	32	34	48	58	31	63	59
	36	40	68	64	57	86	60	51	51	77	18	21	22	9	9	4	22	39	39	27	84	60	66	54
no. 84																								
rata-rata	106	111	136	115	116	148	99	167	65	99	50	88	21	21	9	11	16	17	40	36	52	51	158	80
	102	93	156	127	107	111	71	182	53	108	23	61	20	15	3	13	14	24	33	53	80	52	87	131
	85	100	109	142	99	131	44	96	45	107	17	99	20	26	10	11	17	17	53	51	95	76	115	120
simp. baku	68	65	90	86	62	70	64	119	54	57	41	118	31	27	18	13	27	24	54	41	38	48	90	44
	74	44	106	91	50	58	48	139	46	85	25	80	25	17	8	16	24	48	37	79	71	46	41	70
	53	71	43	69	63	92	33	62	38	80	20	226	26	24	23	7	24	16	43	59	77	68	75	46

VI. Kesimpulan

Model AR1 lebih cocok diterapkan untuk memperpanjang data hujan 10 harian. Sedangkan model TF1 lebih cocok diterapkan untuk data hujan bulanan pada stasiun hujan di Daerah Irigasi Cikeusik, Cirebon, Jawa Barat.

Daftar Pustaka

Clarke, R.T., 1973. *Mathematical Models in Hydrology*, Food and Agricultural Organization of The United Nations, Roma.

Kottegoda, N.T., 1980, *Stochastic Water Resources Technology*, The Macmillan Press Ltd., London.

Soemarto, 1987, *Hidrologi Teknik*, Usaha Nasional, Surabaya.

Srikanthan, R. dan McMahon, T.A., 1983, *Stochastic Simulation of Daily Rainfall for Australian Stations*, TRANSACTIONS of the ASAE. USA.