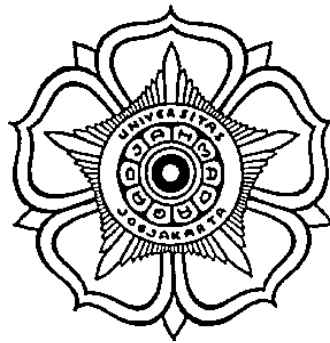


TUGAS MATA KULIAH  
KUALITAS AIR

**PROSEDUR PROBABILISTIK UNTUK  
MENGEVALUASI MODEL POLUSI  
NONPOINT SOURCE**

Dosen  
**Dr. Ir. Fatchan Nurrochmad, M.Agr.**



Oleh :  
**Sukadi / NIM. 13412**

PROGRAM STUDI TEKNIK SIPIL  
**PROGRAM PASCA SARJANA  
UNIVERSITAS GADJAHMADA YOGYAKARTA  
2000**

# **PROSEDUR PROBABILISTIK UNTUK MENGEVALUASI MODEL POLUSI NONPOINT SOURCE**

## **PENDAHULUAN**

Persoalan dari parameter tidak tentu dalam evaluasi model dan studi validasi tidak mempunyai hasil uji yang kritis. Maka timbul beberapa solusi yang telah dilakukan oleh beberapa ahli, sebagai alternatif pengujian model dengan teorinya masing-masing diantaranya :

1. Pennel et. Al., (1990) dan Smith et.al., (1991) secara umum memfokuskan pada penggunaan kriteria subjektif (bentuk grafis) dan perkiraan kesalahan yang obyektif dalam evaluasi model.
2. Loague dan Green, (1991) dalam menaksir kecakapan prediksi dari model. Kesalahan perkiraan dihitung dari perbedaan hasil keluaran model dan nilai rata-rata hasil observasi. Keduanya dianggap sebagai variasi hasil keluaran model dari parameter tak tentu dan varian dari data observasi.
3. Parrish dan Smith (1990) mengembangkan konsep indeks kemampuan untuk menentukan apakah prediksi model gagal dengan faktor spesifik dari nilai yang benar. Mereka menghubungkan konsep untuk tes hipotesis dengan menggunakan prosedur parametrik.
4. Zacharias dan Heatwole (1993a, 1993b) mengembangkan analog nonparametrik dari prosedur tes hipotesis. Prosedur nonparametrik khususnya cocok untuk mengetes model simulasi NPS dikarenakan ukuran sampel yang dibutuhkan kecil untuk studi lapangan dan bukti dari beberapa variabel yang termasuk distribusi tidak normal. Walaupun indeks kemampuan dan perbandingan pendekatan tes hipotesis bervariasi dalam data observasi, variasi keluaran model tetap tidak dapat dihitung.
5. Kumar et.al (1992) mengemukakan bahwa prosedur itu digunakan untuk membahas analisis yang tidak pasti dari prediksi model sebagai dasar untuk pelengkap dan evaluasi model yang lebih teliti.
6. Pendekatan probabilistik pada evaluasi model lingkungan diungkap oleh Luis dan McLaughlin (1992) dan Haan et.al (1993). Walaupun pendekatan tersebut tidak secara langsung relatif digunakan digunakan mengevaluasi model lebih baik dari pada prediksi absolut.
7. Prosedur tersebut diketengahkan oleh Luis dan McLaughlin yang pada prinsipnya merupakan urutan dari dasar tes hipotesis pada pengukuran secara residual distribusi normal. Asumsi dari distribusi normal tidak valid untuk beberapa variabel yang digunakan.
8. Haan et.al (1993) mengusulkan penempatan interval kepercayaan dari hasil model dan untuk mendukung keputusan dari kemampuan model yang dibuat atas dasar besarnya data yang diukur dan kriteria performen pada model. Walaupun Haan et.al tidak mendukung beberapa pengukuran

kuantitatif dari performan model adalah penting untuk hasil yang sesuai apabila data observasi yang dibutuhkan cukup besar pada range spatio-temporal.

9. Pendekatan probabilistik untuk dikembangkan pada evaluasi model. Prosedurnya tidak didasari atas dasar asumsi normal dan mungkin dapat digunakan untuk mengukur performan model pada kedua prediksi yaitu absolut dan relatif. Kesederhanaan indeks probabilistik dari performan model bahwa usulannya dapat diinterpretasikan secara mudah.
10. Prosedur ini digambarkan dengan pemakaian model GLEAMS, dengan menggunakan data dari studi lapangan pada jangka yang pendek (pada kasus dalam pendekatan masa pestisida dan alternatif perbaikan angkutan tanah dasar pada Coastal Plain).

### **PENDEKATAN PROBABILISTIK UNTUK MENAKSIR PERFORMAN MODEL**

Pendekatan probabilistik untuk menaksir performan model digunakan analogi gambar dalam menguji prosedur goodness-of-fit (g-o-f). Tes g-o-f merupakan hipotesis statistik yang digunakan secara formal untuk menaksir apakah observasi independen dapat memberikan anggapan sebagai bentuk populasi dengan fungsi distribusi,  $F(x)$  yang spesifik.

Beberapa orang menganggap statistik g-o-f dapat digunakan sebagai prosedur tes.

1. (Stephen, 1974 : Cooke et.al, 1993) statistik Empirical Distribution Function (EDF) dasar dari perbandingan  $F(x)$  dengan EDF dari sampel,  $F_n(x)$  adalah digunakan secara luas.
2. Law dan Kelton (1991) mencatat bahwa bentuk asli dari tes EDF g-o-f hanya valid apabila semua parameter dari distribusi ukuran hipotesis diketahui, parameter distribusi tidak dapat ditaksir dari sampel data.
3. Walaupun demikian Law dan Kelton (1991) lebih lanjut mencatat pada baru-baru ini bahwa dasar dari statistik EDF memungkinkan untuk memperkirakan parameter-parameter beberapa distribusi, bentuk asli bentuk tes EDF g-o-f disini diperlihatkan dalam analogi gambar.

Kita dianjurkan pada proses kalibrasi model dengan data observasi pada variabel respon penting digunakan untuk mengatur parameter dalam beberapa cara dan mencoba secara matematika antara prediksi model dan data observasi yang dibuat dalam bentuk fitting distribusi sampel data. Pada kedua kasus tersebut, tujuannya adalah memperkirakan parameter. Jika analoginya lebih luas, seharusnya tidak mungkin membawa tes hipotesis g-o-f (dalam bentuk asli) apabila parameter distribusi diperkirakan dari sampel data, dasar dari prosedur evaluasi model kalibrasi pada hakekatnya kurang

baik. Haan et.al (1993) mencatat juga bahwa evaluasi model mengacaukan dengan perkiraan parameter dapat dihindari.

Hal itu dapat dibantah apabila set data observasi secara independen tidak dipakai dalam kalibrasi pada model yang diperlukan, hal ini mungkin digunakan untuk evaluasi model. Ini dapat diandalkan apabila data yang diperlukan cukup untuk kalibrasi dan verifikasi dalam seluruh situasi dari model yang telah diterapkan. Walaupun, dengan model polusi NPS, ini hampir tidak ada kasus seperti ini.

Mengingat hasil diskusi terdahulu, prosedur evaluasi yang diusulkan untuk model NPS adalah :

1. Mendapatkan data observasi pada variabel yang dibutuhkan
2. Menggolongkan variabilitas atau ketidakpastian dalam input model dengan pendekatan probabilitas distribusi.
3. Mendapatkan distribusi keluaran model untuk variabel langsung pada simulasi Monte Carlo
4. Membuat tes hipotesis untuk perkiraan jika data observasi dijadikan distribusi output model dengan menggunakan statistik g-o-f yang cocok.

Jelas, pada step (4) hanya valid apabila data observasi tidak dapat digunakan untuk membenarkan parameter dari masukan distribusi. Pendekatan g-o-f dijelaskan pada Gambar 1.

Stephens (1974) menjelaskan beberapa statistik EDF dapat digunakan tes hipotesis g-o-f. Dua teori yang mendukung adalah statistik Kolmogorov-Smirnov (D) dan statistik Anderson-Darling ( $A^2$ ). Output model distribusi ditunjukkan oleh  $\hat{F}(x)$ , statistik D didefinisikan sebagai (Law dan Kelton) :

$$D = \max \{ D_n^+, D_n^- \}$$

$$D_n^+ = \max_{1 \leq i \leq n} \left\{ \frac{i}{n} - \hat{F}(X_{(i)}) \right\}$$

$$D_n^- = \max_{1 \leq i \leq n} \left\{ \hat{F}(X_{(i)}) - \frac{i-1}{n} \right\}$$

dimana n adalah angka dari nilai data observasi, dan  $X_i$  adalah urutan dari yang terkecil data observasi. Statistik  $A^2$  didefinisikan sebagai :

$$A^2 = \left( - \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left\{ (2i-1) \ln \left[ \hat{F}(X_{(i)}) \{ 1 - \hat{F}(X_{(n-1+i)}) \} \right] \right\} \right) - n$$

Statistik D bagus digunakan untuk mendapatkan semua ukuran dari g-o-f sedangkan statistik  $A^2$  didesain untuk mendeteksi ketidakcocokan distribusi (Law dan Kelton, 1991).

Pada saat menggunakan pendekatan g-o-f harus teliti dalam menaksir performen model, hal itu akan sulit pada mengintepretasikan hasil data observasi yang dibutuhkan pada beberapa range spatio-temporalnya dan tes hipotesis akan mendapatkan nilai yang besar. Pada situasi yang umum, perhatian dapat difokuskan pada stabilitas model untuk memprediksi hitungan statistik dari data, sebagai contoh adalah rata-rata sampel. Pada kasus ini model distribusi sampel dari statistik dapat dengan mudah mendapatkan sampel kembali dari distribusi dengan menggunakan masukan ukuran sampel. Statistik observasi, pada saat distribusi sampel dan indeks probabilitas dari performen model,  $I_p$  dihitung dengan :

$$I_p = \log_{10} \frac{p_e}{1 - p_e}$$

dimana  $p_e$  adalah kelebihan probabilitas dari statistik observasi dalam distribusi sampel. Indeks tersebut cocok apabila ditransformasikan dari  $p_e$  dengan mudah diintepretasikan. Nilai indeks 0 dihasilkan ketika  $p_e$  dikalikan 0,5, dapat diindikasikan prediksi model adalah baik. Nilai negatif atau positif dari  $I_p$  dapat diartikan prediksinya di bawah atau di atas. Perlu dicatat juga bahwa hanya nilai observasi tunggal yang dibutuhkan,  $I_p$  dapat dihitung secara langsung dari output model distribusi atau output distribusi sampel. Hitungan menunjukkan akan menyebar dari pengeplotan semua titik spatio-temporal untuk data observasi yang dibutuhkan pada saat performan model ditaksir secara komprehensif.

Perkembangan secara signifikan dari usulan prosedur disini bahwa dimungkinkan dapat digunakan performen model untuk memprediksi model secara relatif dibawah alternatif skenario manajemen. Untuk contoh, jika perbedaan dalam memprediksi median dari beberapa output variabel dari skenario alternatif diperlukan keluaran model distribusi untuk kedua skenario yang dihasilkan. Distribusi sampel dari perbedaan prediksi median dapat didekati dengan bentuk distribusi dan  $I_p$  dihitung sebelumnya. Masalah yang mungkin timbul dalam mengevaluasi model untuk komparatif respon adalah bahwa menganggap hujan sebagai respon pengendali, outputnya dapat dijaga dan dihubungkan, selanjutnya hanya dianalisis sebagai sampel berpasangan. Dengan begitu, data observasi digambarkan general dari populasi yang dianggap berdiri sendiri. Pada kerangka Monte Carlo masalah ini dapat dihindarkan dengan menggunakan perbedaan angka random untuk mensimulasi dua (atau lebih) bagian manajemen yang menjadi perhatian. Angka random yang umum digunakan dan dipakai pada simulasi ini untuk mengurangi variansi keluaran model (Law dan Kelton, 1991). Walaupun demikian, pada saat mengevaluasi model untuk mengetahui perbandingan respon dengan data observasi yang dibutuhkan dalam bentuk populasi independen, memisahkan angka random dari aliran adalah mudah untuk menjamin keluaran model yang independen.

## **PENGGUNAAN**

Prosedur mengevaluasi model yang dijelaskan di atas menggunakan model GLEAMS. Maksud dari penggunaan tidak mengevaluasi secara tepat dari model tersebut, tetapi lebih menjelaskan bagaimana prosedur evaluasi yang mungkin dapat digunakan dan menghasilkan interpretasinya.

## **Data Lapangan**

Data yang digunakan didapatkan dari observasi lapangan oleh Heatwole et.al (1992). Deskripsi mengikuti data lapangan diteruskan oleh Zacharias dan Heatwole (1993b).

Monitoring surface runoff dan sampel butiran tanah digunakan untuk mengetahui karakteristik dan transpor dari atrazine, metolachor dan bromide dengan menelusuri di dua plot lapangan 18 x 27 m di daerah Coastal Plain, Virginia (Westmoreland Country). Tanah dikarakteristikan berupa lempung berpasir Suffolk (koarsa-berlempung, silika, thermic Typic Hapludult) sebagai drain dan sumur dalam. Pengeplotan secara terpisah untuk 6 m di bawah dan dilokasi lapangan yang telah dilakukan pada tahun kedua dari masa dua tahun konservasi tillage tipikal rotasi wheat-soybean-corn pada daerah tersebut. Satu pengeplotan yang telah dibajak dan disk sebelum jagung ditanam dan pemakaian zat kimia, antara plot yang lain sisanya dengan conservation tillage dengan keadaan soybean-wheat. Pengukuran kuantitas dan kualitas aliran permukaan dari kedua pengeplotan dibuat periode 22 minggu. Sampel inti tanah dikumpulkan pada kedalaman 1.5 m pada 20 lokasi secara random dalam masing-masing pengeplotan selama 6 hari di atas periode 22 minggu. Sampel tanah ditempatkan pada es dan dibiarkan pada suhu 4°C sampai dianalisis untuk atrazine, metolachor dan konsentrasi bromide, lebih bagus lagi kandungan organik, pH dan kandungan gravimetric moisture.

Dalam pemakaian prosedur evaluasi model, data masa Metolachor pada daerah-cabang (di atas 90 cm) dalam plot konservasi tillage diseleksi untuk menggambarkan pendekatan g-o-f dari evaluasi model. Data ini, variasi maksimum dalam masa Metolachor pada daerah-cabang dari observasi tanpa plot till. Ilustrasi dari prosedur evaluasi model untuk analisis perbandingan, nilai observasi dari perbedaan median masa Metolachor antara plot conservation dan conventional tillage pada ketiga sampel yang digunakan. Tes Mann-Whitney (Gibbons, 1985) untuk perbedaan masa Metolachor antara plot diindikasikan perbedaan signifikan yang besar dari data. Akhirnya, data pada kehilangan Atrazine di permukaan dari plot conventional tillage di atas periode monitoring digunakan untuk ilustrasi penyebaran perhitungan nilai  $I_p$  dalam performan model asal saja penaksirannya menyeluruh.

### **Karakteristik masukan model**

Masukan meteorologi (hujan harian, temperatur harian maksimum dan minimum, dan radiasi matahari bulanan) pada model didapatkan dari Heatwole et.al (1992), dan data bentuk kelas A dari lokasi pengamatan cuaca dengan jarak 500 m dari lokasi studi (Mostaghimi et.al., 1989). Masukan GLEAMS yang mempertimbangkan variabel random seperti yang terlihat pada Tabel 1. Variabilitas skala di lapangan dalam beberapa masukan dijelaskan sebagai model yang cukup dengan distribusi normal atau tidak normal (Jury, 1991). Masukan dengan tipe distribusi yang tidak cukup didapatkan dalam literatur dimodelkan dengan bentuk distribusi beta atau triangular. Perbedaan tipe distribusi yang digunakan dan paramater lain diringkas pada Tabel 2.

Profil tanah dibagi kedalam 4 zone dengan kedalaman 15 cm, 30 cm, 75 cm dan 90 cm didasari pada informasi perbedaan horizontal yang diberikan untuk tanah Suffolk dalam survai tanah pada Westmoreland Country (SCS, 1982). Data yang dibutuhkan untuk porositas (dianggap dengan densiti bagian terbesar), pasir, lempung dan kandungan organik untuk perbedaan horizontal dengan menggunakan dari hasil distribusi probabilitas untuk variabel yang digunakan VTFIT (Cooke, 1993). Data kandungan organik yang cukup dibutuhkan untuk membuat plot dari kurva distribusi terpisah secara konvensional dan konservasi.

Walaupun distribusi untuk kandungan pasir dan lempung, dan porositas sama untuk kedua pengeplotan, dengan pengeculaian distribusi dari porositas pada awal horizontal yang diasumsikan mempunyai harga mean yang lebih besar untuk pengeplotan conventional tillage dengan dasar hasil dari studi lapangan oleh Mennelk et.al (1990) untuk semua area. Kedua kurva distribusi normal dan lognormal dari data kandungan organik dan porositas dan distribusi dengan dipilih statisik D untuk simulasi Monte Carlo. Distribusi Beta digunakan untuk kandungan pasir dan lempung sebagai catatan dari Loague (1992) mereka tidak cukup dimodelkan dengan distribusi normal atau lognormal.

Dua ratus nilai dari kandungan pasir, lempung, porositas dan organik yang diturunkan dari kurva distribusi digunakan persamaan regresi untuk menghasilkan nilai kapasitas lapangan dan kandungan air yang berubah-ubah. Nilai fit dari distribusi normal dan lognormal ini dan distribusi dengan menggunakan statisik D dipakai simulasi Monte Carlo. Distribusi normal untuk porositas, kapasitas lapangan dan titik penurunan terpotong dari 0.0 dan 0.99 untuk perbandingan fisik. Distribusi lognormal untuk masukan diambil sekitar 0.99. Demikian juga untuk distribusi kandungan organik diambil sekitar 0.0 dan 4.0, yang cocok dengan batas atas dari kandungan organik untuk Ultisols (Brady, 1990).

Tabel 1. Anggapan parameter sebagai variabel random

Deskripsi	Nama	Deskripsi	Nama
Parameter evaporasi tanah	CONA		CFACT ()
Porositas arah horizontal	POR ()		NFACT ()
Kapasitas lapangan arah horizontal	FC ()		APPL
Perubahan kandungan air arah hor.	BR15 ()		KOC
	SATK ()		HAFLIF
	OM ()		SOLLIF
	CLAY ()		WSHERC
	SILT ()		COFUP
	CN2 ()		FOLFRC
	KSOIL		

'() = masukan perkalian nilai arah horizontal atau rotasi

Tabel 2.

Distribusi	Ket. parameter
Uniform – U (a,b)	a=lokasi, b-a = skala
Normal – N (m,s)	m=lokasi, s = skala
Lognormal – LN (m,s)	m=skala, s = bentuk
Beta – B (a1,a2,a,b)	a1,a2=bentuk, b-a=skala, a = lokasi
Triangular – T (a,b,c)	b-a=skala, c = bentuk

Angka curva distribusi Antecedent Moisture Condition II (AMC II) diperoleh dari distribusi potensial retensi (S) dengan mengplotkan data rainfall-runoff. Parameter lognormal untuk gerusan tanah, faktor kekasaran Manning, koefisien penyekatan pestisida dan pestisida half-lives didasari atas estimasi terbaik dan rentang yang diberikan oleh literatur (Wischmeier dan Smith, 1978; Wauchope et.al., 1992). Parameter diperkirakan dengan asumsi kondisi alam dari perkiraan terbaik yang telah sama dengan rata-rata dan perbedaan alam secara logaritmik dari nilai maksimum dan minimum telah sama untuk empat waktu standar deviasi dalam ruang yang normal.

Kesesuaian distribusi triangular digunakan ratio kehilangan tanah sekitar  $\pm 10\%$  dari estimasi yang terbaik (Thomas et.al., 1988). Masukan evaporasi tanah (CONA), pesticide wash-off fraction, koefisien untuk kecepatan plant pesticide dan fraction dari pestisida digunakan crop residu dimodelkan secara distribusi uniform dengan perkiraan range manual GLEAMS. Laju pemakaian, yang variabilitas ekstrinsik dimodelkan dengan menggunakan kurva distribusi beta dari data observasi.



Nilai masukan distribusi dan parameter diasumsikan sama untuk kedua simulasi conservation dan conventional tillage yang dirangkum pada Tabel 3. Nilai distribusi dan parameter digunakan untuk simulasi dibedakan antara sistem conservation dan conventional tillage yang dirangkum pada Tabel 4. Antara korelasi dibanding masukan dalam simulasi dirangkum pada Tabel 5. Hanya nilai korelasi observasi kandungan organik lag-1 secara seri korelasinya. Korelasi lain diberikan dalam bentuk pertimbangan subjektif dan dari catatan nilai pada literatur. Matrik korelasi dihasilkan dengan menggunakan prosedur interaktif yang dikembangkan oleh Kumar et.al. (1995) untuk memperkirakan struktur korelasi dengan informasi subjektif.

Simulasi langsung Monte Carlo dari GLEAMS dengan masukan korelasi telah diimplementasikan dengan menggunakan beberapa prosedur yang dijelaskan oleh Kumar et.al. (1994). Lima ribu percobaan telah digunakan dengan memperhatikan karakteristik model keluaran distribusi. Pemisahan angka random digunakan mencari variasi untuk simulasi conventional dan conservation tillage, keluaran model dijamin secara independen dari skenario.

## HASIL DAN DISKUSI

Distribusi prediksi dan observasi dari EDF masa Metholachor dalam profil tanah dari pengeplotan conservation tillage dihasilkan dari 20 observasi pada data sampel kedua diperlihatkan pada gambar 3. Perhitungan statistik D untuk EDF observasi apabila dibandingkan lagi dengan model distribusi prediksi adalah 0,289. Berhubungan dengan statistik  $A^2$  adalah 5.379. Dari tabel nilai kritik statistik D dan  $A^2$  untuk ukuran sampel yang bervariasi dijelaskan oleh Stephens (1974), statistik D menghasilkan kegagalan pada hipotesis nol bahwa data observasi dapat berasal dari keluaran model distribusi pada level 0.05. Perhitungan statistiknya sangat tertutup pada nilai kritik dengan level 0.05, secara tidak langsung bahwa g-o-f mungkin tidak lebih baik. Hasil dari statistik  $A^2$  dihilangkan pada hipotesis nol ( $p < 0.01$ ). Pengujian pada gambar 3, hal itu terlihat bahwa banyak ketidakcocokan antara EDF distribusi observasi dan keluaran model pada ujung kiri, menjelaskan bahwa dapat dihilangkan pada hipotesis nol dengan menggunakan statistik  $A^2$ . Walaupun keluaran model distribusi menghasilkan di atas prediksi, disepakati antara nilai observasi dan prediksi adalah dianggap layak. Kemudian, penggunaan praktis, dan fakta dari tes g-o-f Kolmogorov-Smirnof membiarkan kekurangan hipotesis nol dari model ekuivalen dan distribusi observasi pada level 0.05, performan model dapat diterima.

Gambar 4. Memperlihatkan keluaran model distribusi sampel (untuk sampel berukuran 20) pada perbedaan median pada masa Metolachor antara pengeplotan conservation dan conventional tillage pada ketiga data sampel. Nilai observasi dari perbedaan median dijelaskan pada gambar. Distribusi sampel dihasilkan dengan menghitung perbedaan antara median dari kedua puluh nilai yang dihasilkan secara independen dari keluaran distribusi baik simulasi conventional maupun conservation tillage. Gabungan antar tes betul-betul keluaran model distribusi dibiarkan untuk dihilangkan pada hipotesis nol ( $p > 0.24$ ), dengan menegaskan bahwa menggunakan angka random terpisah untuk masukan model pada hasil skenario yang berbeda dalam keluaran yang independen.

Nilai hitungan  $I_p$  observasi dengan perbedaan median 1.69, mengindikasikan bandingan model di atas prediksi dari perbedaan median. Pada bagian nilai absolut, model di bawah prediksi dari besarnya perbedaan, dapat dilihat pada gambar 4. Bagaimanapun, yang menarik untuk dicatat bahwa walaupun model tidak magnitude dari perbedaan yang cukup baik, menandakan prediksi adalah benar, sebagai probabilitas masa pestisida dalam plot conventional tillage lebih besar dari pada plot conservation tillage sekitar 5 %. Kemudian, keandalan model untuk memprediksi perbedaan relatif akan dianggap baik pada basis ordinal, tetapi kurang baik pada bagian perbedaan prediksi magnitude.

# Kuwait's Air

Gambar 5a memperlihatkan observasi kehilangan permukaan dari Atrazine bentuk plot conventional tillage di atas periode yang dimonitor. Penyebaran plot dari nilai  $I_p$ , dihitung untuk nilai observasi dari keluaran model distribusi diperlihatkan pada gambar 5b. Dengan jelas, model di bawah prediksi dari kehilangan Atrazine, dan tingkat penurunan prediksi sesuai dengan penambahan waktu dari konsentrasi atrazine pada permukaan tanah. Walaupun nilai observasi  $I_p$  hilang antara 0.05 – 1 pada 117, 119, 130 dan 146 hari, secara umum menunjukkan di bawah prediksi, menggambarkan beberapa menyatakan kehilangan terbesar terjadi (124 hari), akan penting untuk menyelesaikan model yang tidak cocok prediksi pada kehilangan di permukaan Atrazine dari plot conventional tillage.

### **KESIMPULAN**

Prosedur untuk mengevaluasi model polusi NPS dikembangkan dengan analogi prosedur tes g-o-f. Prosedur tidak mengambil asumsi normalitas dari kesalahan prediksi untuk pemakaian, dan mungkin digunakan untuk mencari performan model dari prediksi absolut dan komparasi. Indeks probabilitas sederhana dari performan model dapat dengan mudah diinterpretasikan tujuannya. Prosedur digambarkan dengan pemakaian model GLEAMS dengan menggunakan data studi lapangan pada waktu yang pendek untuk memperkirakan usia pestisida dan angkutan bawah tanah pada alternatif perbaikan tillage di Coastal Plain.

# **PROSEDUR PROBABILISTIK UNTUK MENGEVALUASI MODEL POLUSI NONPOINT SOURCE**

## **ABSTRAK**

Penting diperhatikan dari seringnya kita mengabaikan studi evaluasi model adalah pengaruh dari masukan parameter yang tidak tentu. Hal tersebut dibutuhkan untuk menentukan dari suatu kemungkinan dari fokus studi evaluasi model pada struktur model dan algoritmik dan tidak efektif dari ketidak tentuan input yang ada untuk variabilitas alami dan informasi yang tidak tentu. Tulisan ini mengemukakan prosedur baru probabilistik evaluasi model yang tidak didasari pada asumsi normalitas dan mungkin dapat digunakan menaksir performen model untuk kedua prediksi secara absolut dan komparatif. Indeks probabilistik sederhana dari performen model dapat secara mudah diinterpretasikan untuk mebcapai tujuan. Prosedur dapat diilustrasikan dengan pemakaian model GLEAMS, dengan menggunakan bentuk data yang pendek dari studi lapangan untuk menentukan umur pestisida dan angkutan tanah dibawah Coastal Plains sebagai alternatif perbaikan masa pakai.

## **PENDAHULUAN**

Persoalan dari parameter tidak tentu dalam evaluasi model dan studi validasi tidak mempunyai hasil uji yang kritis. Kajian evaluasi model (Pennel et. Al., 1990; Smith et.al., 1991) secara umum difokuskan pada penggunaan kriteria subjektif (bentuk grafis) dan perkiraan kesalahan yang obyektif (Loague dan Green, 1991) dalam menaksir kecakapan prediksi dari model. Kesalahan perkiraan dihitung perbedaan dari hasil keluaran hitungan model dan nilai rata-rata dari hasil observasi. Keduanya dianggap sebagai variasi hasil keluaran model dari parameter tak tentu dan varian dari data observasi. Parrish dan Smith (1990) mengembangkan konsep indeks kemampuan untuk menentukan apakah prediksi model gagal dengan faktor spesifik dari nilai yang benar. Mereka menghubungkan konsep untuk tes hipotesis dengan menggunakan prosedur parametrik. Zacharias dan Heatwole (1993a, 1993b) mengembangkan analog nonparametrik dari prosedur tes hipotesis. Prosedur nonparametrik khususnya cocok untuk mengetes model simulai NPS dikarenakan ukuran sampel yang dibutuhkan kecil untuk studi lapangan dan bukti dari beberapa variabel yang termasuk distribusi tidak normal. Walaupun indeks kemampuan dan perbandingan pendekatan tes hipotesis bervariasi dalam data observasi, variasi keluaran model tetap tidak dapat dihitung. Kumar et.al (1992) mengemukakan bahwa prosedur itu digunakan untuk membahas analisis yang tidak pasti dari prediksi model sebagai dasar untuk dilengkapi dan evaluasi model yang lebih teliti.

Pendekatan probabilistik pada evaluasi model lingkungan diungkap oleh Luis dan McLaughlin (1992) dan Haan et.al (1993). Walaupun pendekatan tersebut tidak secara langsung relatif digunakan digunakan mengevaluasi model lebih baik dari pada prediksi absolut. Prosedur tersebut diketengahkan oleh Luis dan McLaughlin yang pada prinsipnya merupakan urutan dari dasar tes hipotesis pada pengukuran secara residual distribusi normal. Asumsi dari distribusi normal tidak valid untuk beberapa variabel yang digunakan. Haan et.al (1993) mengusulkan penempatan

interval kepercayaan dari hasil model dan untuk mendukung keputusan dari kemampuan model yang dibuat atas dasar besarnya data yang diukur dan kriteria performen pada model. Walaupun Haan et.al tidak mendukung beberapa pengukuran kuantitatif dari performan model adalah penting untuk hasil yang sesuai apabila data observasi yang dibutuhkan cukup besar pada range spatio-temporal.

Pada tulisan ini, pendekatan probabilistik untuk dikembangkan pada evaluasi model. Prosedurnya tidak didasari atas dasar asumsi normal dan mungkin dapat digunakan untuk mengukur performan model pada kedua prediksi yaitu absolut dan relatif. Kesederhanaan indek probabilistik dari performan model bahwa usulannya dapat diinterpretasikan secara mudah. Prosedur ini digambarkan dengan pemakaian model GLEAMS, dengan menggunakan data dari studi lapangan pada jangka yang pendek untuk pendekatan masa pestisida dan alternatif perbaikan angkutan tanah dasar pada Coastal Plain.

### **PENDEKATAN PROBABILISTIK UNTUK MENAKSIR PERFORMAN DARI MODEL**

Dalam perkembangan dengan pendekatan probabilistik untuk penaksiran performan model kita dengan menganalogikan gambar untuk mengetes prosedur goodness-of-fit (g-o-f). Tes g-o-f merupakan hipotesis statistik yang digunakan secara formal untuk menaksir apakah observasi independen dapat memberikan penghormatan sebagai bentuk menjadi populasi dengan fungsi distribusi,  $F(x)$  yang spesifik. Beberapa orang menganggap statistik g-o-f dapat digunakan sebagai prosedur tes. Statistik Empirical distribution function (EDF) dasar dari pembandingan  $F(x)$  dengan EDF dari sampel,  $F_n(x)$  adalah digunakan secara luas (Stephen, 1974 : Cooke et.al, 1993). Law dan Kelton (1991) mencatat bahwa bentuk asli dari tes EDF g-o-f hanya valid apabila semua parameter dari distribusi ukuran hipotesis diketahui, parameter distribusi tidak dapat ditaksir dari sampel data. Walaupun demikian Law dan kelton (1991) lebih lanjut mencatat pada baru-baru pada beberapa tahun bahwa dasar tes dari statistik EDF mengijinkan untuk memperkirakan parameter-parameter beberapa distribusi, bentuk asli bentuk tes EDF g-o-f disini diperlihatkan dalam analogi gambar.

Kita dianjurkan pada proses kalibrasi model dengan data observasi pada variabel respon penting digunakan untuk mengatur parameter dalam beberapa cara dan mencoba matematika antara prediksi model dan data observasi yang dibuat dalam bentuk fitting distribusi sampel data. Pada kedua kasus, tujuannya adalah memperkirakan parameter. Jika analoginya lebih luas, seharusnya tidak mungkin membawa tes hipotesis g-o-f (dalam bentuk asli) jika parameter distribusi diperkirakan dari data sampel data, dasar dari prosedur evaluasi model kalibrasi pada hakekatnya kurang baik. Haan et.al (1993) mencatat juga bahwa evaluasi model mengacaukan dengan perkiraan parameter dapat dihindari.

Hal itu akan dibantah apabila set data observasi secara independen tidak dipakai dalam kalibrasi pada model yang diperlukan, hal ini mungkin digunakan untuk evaluasi model. Ini dapat diandalkan apabila data yang diperlukan cukup untuk

kalibrasi dan verifikasi dalam seluruh situasi dari model yang telah diterapkan. Walaupun, dengan model NPS polusi, ini hampir tidak ada kasus seperti ini.

Mengingat hasil diskusi terdahulu, prosedur evaluasi yang diusulkan untuk model NPS adalah :

5. Mendapatkan data observasi pada variabel yang dibutuhkan
6. Menggolongkan variabilitas atau ketidaktentuan dalam input model dengan probabiliti pendekatan distribusi.
7. Mendapatkan distribusi keluaran model untuk variabel langsung pada simulasi Monte Carlo
8. Membuat tes hipotesis untuk perkiraan jika data observasi dijadikan distribusi output model dengan menggunakan statistik g-o-f yang cocok.

Jelas, pada step (4) hanya valid apabila data observasi tidak dapat digunakan untuk membenarkan parameter dari masukan distribusi. Pendekatan g-o-f dijelaskan pada Gambar 1.

Stephens (1974) menjelaskan beberapa statistik EDF dapat digunakan tes hipotesis g-o-f. Dua teori yang mendukung adalah statistik Kolmogorov-Smirnov (D) dan statistik Anderson-Darling ( $A^2$ ). Output model distribusi ditunjukkan oleh  $\hat{F}(x)$ , statistik D didefinisikan sebagai (Law dan Kelton) :

$$D = \max\{D_n^+, D_n^-\}$$

$$D_n^+ = \max_{1 \leq i \leq n} \left\{ \frac{i}{n} - \hat{F}(X_{(i)}) \right\}$$

$$D_n^- = \max_{1 \leq i \leq n} \left\{ \hat{F}(X_{(i)}) - \frac{i-1}{n} \right\}$$

dimana n adalah angka dari nilai data observasi, dan  $X_i$  adalah urutan dari yang terkecil data observasi. Statistik  $A^2$  didefinisikan sebagai :

$$A^2 = \left( -\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left\{ (2i-1) \ln \left[ \hat{F}(X_{(i)}) \{ 1 - \hat{F}(X_{(n+1-i)}) \} \right] \right\} \right) - n$$

Statistik D bagus digunakan untuk mendapatkan semua ukuran dari g-o-f sedangkan statistik  $A^2$  didesain untuk mendeteksi ketidakcocokan distribusi (Law dan Kelton, 1991).

Pada saat menggunakan pendekatan g-o-f harus teliti dan secara umum menaksir performan model, hal itu akan sulit pada menginterpretasikan hasil data observasi yang dibutuhkan pada beberapa range spatio-temporalnya dan tes hipotesis akan mendapatkan nilai yang besar. Pada situasi yang umum, perhatian utama dapat difokuskan pada stabilitas model untuk memprediksi hitungan statistik dari data, sebagai contoh adalah rata-rata sampel. Pada kasus ini model distribusi sampel dari statistik dapat dengan mudah mendapatkan sampel kembali dari distribusi dengan menggunakan masukan ukuran sampel. Statistik observasi, pada saat distribusi sampel dan indeks probabilitas dari performan model,  $I_p$  dihitung dengan :

$$I_p = \log_{10} \frac{p_e}{1-p_e}$$

dimana  $p_e$  adalah kelebihan probabilitas dari statistik observasi dalam distribusi sampel. Indeks tersebut cocok ketika ditransformasikan dari  $p_e$  dengan mudah diinterpretasikan. Nilai indeks 0 dihasilkan ketika  $p_e$  dikalikan 0,5, dapat diindikasikan prediksi model adalah baik. Nilai negatif atau positif dari  $I_p$  dapat diartikan prediksinya di bawah atau di atas. Perlu dicatat juga bahwa hanya nilai observasi tunggal yang dibutuhkan,  $I_p$  dapat dihitung secara langsung dari output model distribusi atau output distribusi sampel. Hitungan menunjukkan akan menyebar dari pengeplotan semua titik spatio-temporal untuk data observasi yang dibutuhkan pada saat performan model ditaksir secara komprehensif.

Perkembangan secara signifikan dari usulan prosedur disini bahwa dimungkinkan dapat digunakan performan model untuk memprediksi model secara relatif dibawah alternatif skenario manajemen. Untuk contoh, jika perbedaan dalam memprediksi median dari beberapa output variabel dari skenario alternatif diperlukan keluaran model distribusi untuk kedua skenario yang dihasilkan. Distribusi sampel dari perbedaan prediksi median dapat didekati dengan bentuk distribusi dan  $I_p$  dihitung sebelumnya. Masalah yang mungkin timbul dalam mengevaluasi model untuk komparatif respon adalah bahwa menganggap hujan sebagai respon pengendali, outputnya dapat dijaga dan dihubungkan, selanjutnya hanya dianalisis sebagai sampel berpasangan. Dengan begitu, data observasi digambarkan general dari populasi yang dianggap berdiri sendiri. Pada kerangka Monte Carlo masalah ini dapat dielakan dengan menggunakan perbedaan angka random untuk mensimulasi dua (atau lebih) bagian manajemen yang menjadi perhatian. Angka random yang umum digunakan dan dipakai pada simulasi ini untuk mengurangi variansi keluaran model (Law dan Kelton, 1991). Walaupun demikian, pada saat mengevaluasi model untuk mengetahui perbandingan respon dengan data observasi yang dibutuhkan adalah populasi independen, memisahkan angka random dari aliran adalah mudah untuk menjamin keluaran model yang independen.

## **PENGUNAAN**

Prosedur mengevaluasi model yang dijelaskan di atas menggunakan model GLEAMS. Maksud dari penggunaan tidak mengevaluasi secara tepat dari model tersebut, tetapi lebih menjelaskan bagaimana prosedur evaluasi yang mungkin dapat digunakan dan menghasilkan interpretasinya.

## **Data Lapangan**

Data yang digunakan didapatkan dari observasi lapangan oleh Heatwole et.al (1992). Deskripsi mengikuti data lapangan diteruskan oleh Zacharias dan Heatwole (1993b).

Monitoring surface runoff dan sampel butiran tanah digunakan untuk mengetahui karakteristik dan transpor dari atrazine, metolachor dan bromide dengan menelusuri di dua plot lapangan 18 x 27 m di daerah Coastal Plain, Virginia (Westmoreland Country). Tanah dikarakteristikan berupa lempung berpasir Suffolk (koarsa-berlempung, silika, thermic Typic Hapludult) as deep dan drain sumur. Pengeplotan



terpisah untuk 6 m di bawah dan dilokasi lapangan yang telah dilakukan pada tahun kedua dari masa dua tahun konservasi tillage tipikal rotasi wheat-soybean-corn pada daerah tersebut. Satu pengeplotan yang telah dibajak dan disk sebelum jagung ditanam dan pemakain zat kimia, antara plot yang lain sisanya dengan conservation tillage dengan keadaan soybean-wheat. Pengukuran kuantitas dan kualitas aliran permukaan dari kedua pengeplotan dibuat periode 22 minggu. Sampel inti tanah dikumpulkan pada kedalaman 1.5 m pada 20 lokasi secara random dalam masing-masing pengeplotan selama 6 hari di atas periode 22 minggu. Sampel tanah ditempatkan pada es dan dibiarkan pada suhu 4oC sampai dianalisis untuk atrazine, metolachor dan konsentrasi bromide, lebih bagus lagi kandungan organik, pH dan kandungan gravimetric moisture.

Dalam pemakaian prosedur evaluasi model, data masa Metolachor pada daerah-cabang (di atas 90 cm) dalam plot konservasi tillage diseleksi untuk menggambarkan pendekatan g-o-f dari evaluasi model. Data ini, variasi maksimum dalam masa Metolachor pada daerah-cabang dari observasi tanpa plot till. Ilustrasi dari prosedur evaluasi model untuk analisis perbandingan, nilai observasi dari perbedaan median masa Metolachor antara plot conservation dan conventional tillage pada ketiga sampel yang digunakan. Tes Mann-Whitney (Gibbons, 1985) untuk perbedaan masa Metolachor antara plot diindikasikan perbedaan signifikan yang besar dari data. Akhirnya, data pada kehilangan Atrazine di permukaan dari plot conventional tillage di atas periode monitoring digunakan untuk ilustrasi penyebaran perhitungan nilai Ip dalam performan model asal saja penaksirannya menyeluruh.

### **Karakteristik masukan model**

Masukan meteorologi (hujan harian, temperatur harian maksimum dan minimum, dan radiasi matahari bulanan) pada model didapatkan dari Heatwole et.al (1992), dan data bentuk kelas A dari lokasi pengamatan cuaca dengan jarak 500 m dari lokasi studi (Mostaghimi et.al., 1989). Masukan GLEAMS yang mempertimbangkan variabel random seperti yang terlihat pada Tabel 1. Variabilitas skala di lapangan dalam beberapa masukan dilaporkan sebagai model yang cukup dengan distribusi normal atau tidak normal (Jury, 1991). Masukan dengan tipe distribusi yang tidak didapatkan dalam literatur dimodelkan dengan bentuk distribusi beta atau triangular. Perbedaan tipe distribusi yang digunakan dan paramater lain diringkas pada Tabel 2.

Profil tanah dibagi kedalam 4 zone dengan kedalaman 15 cm, 30 cm, 75 cm dan 90 cm didasari pada informasi perbedaan horizontal yang diberikan untuk tanah Suffolk dalam survai tanah pada Westmoreland Country (SCS, 1982). Data yang dibutuhkan untuk porositas (dianggap dengan densiti bagian terbesar), pasir, lempung dan kandungan organik untuk perbedaan horizontal dengan menggunakan dari hasil distribusi probabilitas untuk variabel yang digunakan VTFIT (Cooke, 1993). Data kandungan organik yang cukup dibutuhkan untuk membuat plot dari kurva distribusi terpisah secara konvensional dan konservasi.

Walaupun distribusi untuk kandungan pasir dan lempung, dan porositas sama untuk kedua pengeplotan, dengan pengeculaian distribusi dari porositas pada awal horizontal yang diasumsikan mempunyai harga mean yang lebih besar untuk pengeplotan conventional tillage dengan dasar hasil dari studi lapangan oleh Mennelk et.al (1990) untuk semua area. Kedua kurva distribusi normal dan

lognormal dari data kandungan organik dan porositas dan distribusi dengan dipilih statistik D untuk simulasi Monte Carlo. Distribusi Beta digunakan untuk kandungan pasir dan lempung sebagai catatan dari Loague (1992) mereka tidak cukup dimodelkan dengan distribusi normal atau lognormal.

Dua ratus nilai dari kandungan pasir, lempung, porositas dan organik yang diturunkan dari kurva distribusi digunakan persamaan regresi untuk menghasilkan nilai kapasitas lapangan dan kandungan air yang berubah-ubah. Nilai fit dari distribusi normal dan lognormal ini dan distribusi dengan menggunakan statistik D dipakai simulasi Monte Carlo. Distribusi normal untuk porositas, kapasitas lapangan dan titik penurunan terpotong dari 0.0 dan 0.99 untuk perbandingan fisik. Distribusi lognormal untuk masukan diambil sekitar 0.99. Demikian juga untuk distribusi kandungan organik diambil sekitar 0.0 dan 4.0, yang cocok dengan batas atas dari kandungan organik untuk Ultisols (Brady, 1990).

Tabel 1. Anggapan parameter sebagai variabel random

Deskripsi	Nama	Deskripsi	Nama
Parameter evaporasi tanah	CONA		CFACT ( )
Porositas arah horizontal	POR ( )		NFACT ( )
Kapasitas lapangan arah horizontal	FC ( )		APPL
Perubahan kandungan air arah hor.	BR15 ( )		KOC
	SATK ( )		HAFLIF
	OM ( )		SOLLIF
	CLAY ( )		WSHERC
	SILT ( )		COFUP
	CN2 ( )		FOLFRC
	KSOIL		

( ) = masukan perkalian nilai arah horizontal atau rotasi

Tabel 2.

Distribusi	Ket. parameter
Uniform – U (a,b)	a=lokasi, b-a = skala
Normal – N (m,s)	m=lokasi, s = skala
Lognormal – LN (m,s)	m=skala, s = bentuk
Beta – B (a1,a2,a,b)	a1,a2=bentuk, b-a=skala, a = lokasi
Triangular – T (a,b,c)	b-a=skala, c = bentuk

Angka curva distribusi Antecedent Moisture Condition II (AMC II) diperoleh dari distribusi potensial retensi (S) dengan mengplotkan data rainfall-runoff. Parameter lognormal untuk gerusan tanah, faktor kekasaran Manning, koefisien penyekatan pestisida dan pestisida half-lives didasari atas estimasi terbaik dan rentang yang

diberikan oleh literatur (Wischmeier dan Smith, 1978; Wauchope et.al., 1992). Parameter diperkirakan dengan asumsi kondisi alam dari perkiraan terbaik yang telah sama dengan rata-rata dan perbedaan alam secara logaritmik dari nilai maksimum dan minimum telah sama untuk empat waktu standar deviasi dalam ruang yang normal.

Kesesuaian distribusi triangular digunakan ratio kehilangan tanah sekitar  $\pm 10\%$  dari estimasi yang terbaik (Thomas et.al., 1988). Masukan evaporasi tanah (CONA), pesticide wash-off fraction, koefisien untuk kecepatan plant pesticide dan fraction dari pestisida digunakan crop residu dimodelkan secara distribusi uniform dengan perkiraan range manual GLEAMS. Laju pemakaian, yang variabilitas ekstrinsik dimodelkan dengan menggunakan kurva distribusi beta dari data observasi.

Nilai masukan distribusi dan parameter diasumsikan sama untuk kedua simulasi conservation dan conventional tillage yang dirangkum pada Tabel 3. Nilai distribusi dan parameter digunakan untuk simulai dibedakan antara sistem conservation dan conventional tillage yang dirangkum pada Tabel 4. Antara korelasi dianding masukan dalam simulai dirangkum pada Tabel 5. Hanya nilai korelasi observasi kandungan organik lag-1 secara seri korelasinya. Korelasi lain diberikan dalam bentuk pertimbangan subjektif dan dari catatan nilai pada literatur. Matrik korelasi dihasilkan dengan menggunakan prosedur interaktif yang dikembangkan oleh Kumar et.al. (1995) untuk memperkirakan struktur korelasi dengan informasi subjektif.

Simulasi langsung Monte Carlo dari GLEAMS dengan masukan korelasi telah diimplementasikan dengan menggunakan beberapa prosedur yang dijelaskan oleh Kumar et.al. (1994). Lima ribu percobaan telah digunakan dengan memperhatikan karakteristik model keluaran distribusi. Pemisahan angka random digunakan mencari variasi untuk simulasi conventional dan conservation tillage, keluaran model dijamin secara independen dari skenario.

## **HASIL DAN DISKUSI**

Distribusi prediksi dan observasi dari EDF masa Metholachor dalam profil tanah dari pengeplotan conservation tillage dihasilkan dari 20 observasi pada data sampel kedua diperlihatkan pada gambar 3. Perhitungan statistik D untuk EDF observasi apabila dibandingkan lagi dengan model distribusi prediksi adalah 0,289. Berhubungan dengan statistik  $A^2$  adalah 5.379. Dari tabel nilai kritik statistik D dan  $A^2$  untuk ukuran sampel yang bervariasi dijelaskan oleh Stephens (1974), statistik D menghasilkan kegagalan pada hipotesis nol bahwa data observasi dapat berasal dari keluaran model distribusi pada level 0.05. Perhitungan statistiknya sangat tertutup pada nilai kritik dengan level 0.05, secara tidak langsung bahwa g-o-f mungkin tidak lebih baik. Hasil dari statistik  $A^2$  dihilangkan pada hipotesis nol ( $p < 0.01$ ). Pengujian pada gambar 3, hal itu terlihat bahwa banyak ketidakcocokan antara EDF distribusi observasi dan keluaran model pada ujung kiri, menjelaskan bahwa dapat dihilangkan pada hipotesis nol dengan menggunakan statistik  $A^2$ . Walaupun keluaran model distribusi menghasilkan di atas prediksi, disepakati antara nilai observasi dan prediksi adalah dianggap layak. Kemudian, penggunaan praktis, dan fakta dari tes g-o-f

Kolmogorov-Smirnov membiarkan kekurangan hipotesis nol dari model equivalen dan distribusi observasi pada level 0.05, performan model dapat diterima.

Gambar 4. Memperlihatkan keluaran model distribusi sampel (untuk sampel berukuran 20) pada perbedaan median pada masa Metolachor antara pengeplotan conservation dan conventional tillage pada ketiga data sampel. Nilai observai dari perbedaan median dijelaskan pada gambar. Distribusi sampel dihasilkan dengan menghitung perbedaan antara median dari kedua puluh nilai yang dihasilkan secara independen dari keluaran distribusi baik simulasi conventional maupun conservation tillage. Gabungan tes antara betul-betul keluaran model distribusi dibiarkan untuk dihilangkan pada hipotesis nol ( $p > 0.24$ ), dengan menegaskan bahwa menggunakan angka random terpisah untuk masukan model pada hasil skenario yang berbeda dalam keluaran yang independen.

Nilai hitungan  $I_p$  observasi dengan perbedaan median 1.69, mengindikasikan bandingan model di atas prediksi dari perbedaan median. Pada bagian nilai absolut, model di bawah prediksi dari besarnya perbedaan, dapat dilihat pada gambar 4. Bagaimanapun, yang menarik untuk dicatat bahwa walaupun model tidak magnitude dari perbedaan yang cukup baik, menandakan prediksi adalah diprediksi dengan benar, sebagai probabilitas masa pestisida dalam plot conventional tillage lebih besar dari pada plot conservation tillage sekitar 5 %. Kemudian, keandalan model untuk memprediksi perbedaan relatif akan dianggap baik pada basis ordinal, tetapi kurang baik pada bagian perbedaan prediksi magnitude.

Gambar 5a memperlihatkan observasi kehilangan permukaan dari Atrazine bentuk plot conventional tillage di atas periode yang dimonitor. Penyebaran plot dari nilai  $I_p$ , dihitung untuk nilai observasi dari keluaran model distribusi diperlihatkan pada gambar 5b. Dengan jelas, model di bawah prediksi dari kehilangan Atrazine, dan tingkat penurunan prediksi sesuai dengan penambahan waktu dari konsentrasi atrazine pada permukaan tanah. Walaupun nilai observai  $I_p$  hilang antara 0.05 – 1 pada 117, 119, 130 dan 146 hari, secara umum menunjukkan di bawah prediksi, menggambarkan beberapa menyatakan kehilangan terbesar terjadi (124 hari), akan penting untuk menyelesaikan model yang tidak cocok prediksi pada kehilangan di permukaan Atrazine dari plot conventional tillage.

## **KESIMPULAN**

Prosedur untuk mengevaluasi model polusi NPS dikembangkan dengan analogi prosedur tes g-o-f. Prosedur tidak mengambil asumsi normalitas dari kesalahan prediksi untuk pemakaian, dan mungkin digunakan untuk mencari performan model dari prediksi absolut dan komparasi. Indeks probabilitas sederhana dari performan model dapat dengan mudah diinterpretasikan tujuannya. Prosedur digambarkan dengan pemakaian model GLEAMS dengan menggunakan data studi lapangan pada waktu yang pendek untuk memperkirakan usia pestisida dan angkutan bawah tanah pada alternatif perbaikan tillage di Coastal Plain.

# Kuwait's Secrets Are