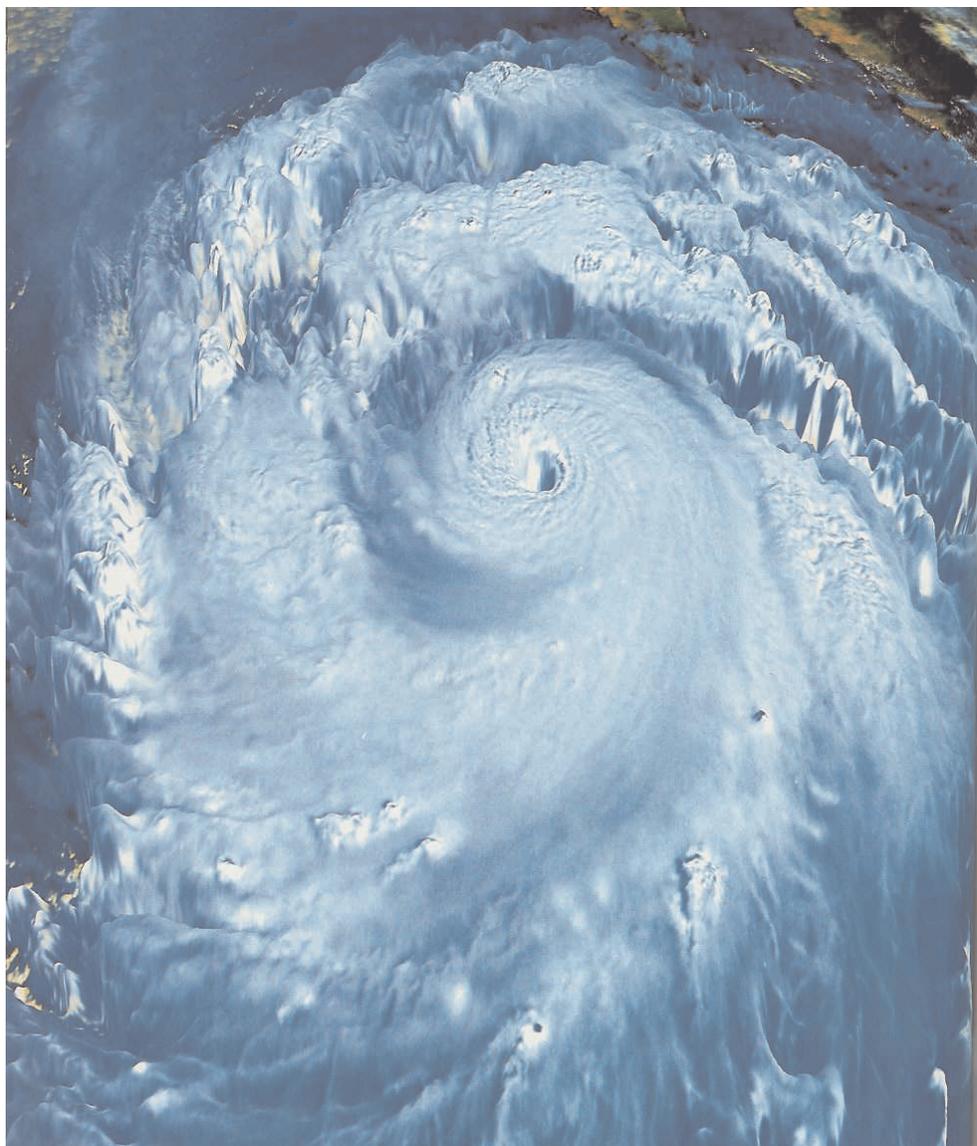


LA MODELLAZIONE MATEMATICA DEI FENOMENI IDROLOGICI

Il contributo del CAMILab al XXXI Convegno di Idraulica e costruzioni Idrauliche



Laboratorio di Cartografia Ambientale e Modellistica Idrogeologica

UNIVERSITÀ DELLA CALABRIA - Dipartimento Difesa del Suolo "V. Marone"

INDICE

Presentazione	Pag. 1
PREVISIONE SPAZIO-TEMPORALE DEI CAMPI DI PRECIPITAZIONE: IL MODELLO P.R.A.I.S.E.S.T. <i>D. L. De Luca, P. Versace, B. Sirangelo</i>	Pag. 1
CLIMATE CHANGE SCENARIOS IN SOUTHERN ITALY THROUGH JOINT ATMOSPHERIC-HYDROLOGICAL MODELING <i>G. Mendicino, A. Senatore, G. Smiatek, H. Kunstmann</i>	Pag. 9
PREVISIONE DELLA RISORSA IDRICA SOTTERRANEA ATTRAVERSO LA STIMA DI INDICI DI SICCIÀ <i>G. Mendicino, A. Senatore, P. Versace</i>	Pag. 17
VALUTAZIONE DELL'INCERTEZZA NELLA PREVISIONE DELLE PIENE UTILIZZANDO L'HYDROLOGIC UNCERTAINTY PROCESSO <i>D. Biondi, P. Versace, B. Sirangelo</i>	Pag. 25
VALIDAZIONE DI UN MODELLO PER L'ANALISI DELLA CIRCOLAZIONE IDRICA NEL SOTTOSUOLO UTILIZZANDO DATI SPERIMENTALI DI CAMPAGNA. <i>G. Capparelli</i>	Pag. 33

Ogni due anni il Gruppo Italiano di Idraulica organizza il Convegno Nazionale di Idraulica e Costruzioni Idrauliche. Nel settembre 2008 l'Università di Perugia ha ospitato la 31° edizione.

Sono incontri importanti perché offrono alla comunità scientifica l'occasione di confrontarsi sui diversi temi di interesse e di divulgare i risultati delle ricerche più recenti. È uno spaccato unico che offre un quadro completo dei progressi compiuti dalla Scuola idraulica italiana.

Si tratta di un appuntamento di grande interesse anche per il CAMIlab - Laboratorio di Cartografia Ambientale e Modellistica Idrogeologica – che opera dal 1991 presso il Dipartimento di Difesa del Suolo dell'Università della Calabria ed è dal 2005 uno dei Centri di Competenza del Dipartimento Nazionale di Protezione Civile.

Al Convegno di Perugia sono stati, pertanto, proposti diversi lavori che riguardano lo sviluppo di modelli matematici capaci di simulare, a scala di versante e a scala di bacino, i principali fenomeni di interesse nello studio del ciclo idrologico e nella mitigazione del rischio idrogeologico. La realizzazione di modelli di questo tipo è tra i principali temi di ricerca sviluppati dal CAMIlab.

In particolare sono state presentate, e accettate dal Comitato Scientifico, cinque memorie che, raccolte in questo Quaderno, forniscono un quadro sufficientemente ampio delle più recenti attività sviluppate dai ricercatori del laboratorio.

La prima memoria PREVISIONE SPAZIO-TEMPORALE DEI CAMPI DI PRECIPITAZIONE: IL MODELLO P.R.A.I.S.E.S.T. (Prediction of Rainfall Amount Inside Storm Events: Space and Time) riguarda il nowcasting delle piogge. Essa descrive un originale modello stocastico di previsione spazio-temporale delle precipitazioni che focalizza l'attenzione sulla struttura correlativa di tre variabili casuali: la variabile H, altezza di pioggia cumulata su un generico intervallo temporale e su una generica cella spaziale; la variabile Z, rappresentante una funzione delle precipitazioni antecedenti sulla medesima cella spaziale; la variabile W, funzione delle altezze di pioggia riferite alle celle circostanti.

Nella memoria è individuata la funzione di densità di probabilità congiunta trivariata delle variabili considerate e viene proposta una tecnica di generazione sintetica a fini previsionali preservante la congruenza dei legami tra le variabili sull'intero dominio di calcolo. Il modello è stato tarato e validato per la regione Calabria, il cui dominio spaziale è stato discretizzato in celle quadrate di risoluzione pari a 10 km, in accordo con la densità della rete telepluviometrica presente, utilizzando un database di piogge orarie ricoprente il periodo 1990-2004.

La seconda memoria CLIMATE CHANGE SCENARIOS IN SOUTHERN ITALY THROUGH JOINT ATMOSPHERIC-HYDROLOGICAL MODELING affronta la questione vitale dei cambiamenti climatici ed è frutto della collaborazione tra il CAMIlab e l'Institute for Meteorology and Climate Research (IMK-IFU) di Garmisch-Partenkirchen. Utilizzando i dati di scenario delle emissioni forniti dall'IPCC e i risultati dei principali Modelli Climatici Globali sono stati ricostruiti gli andamenti delle variabili idrologiche principali in tre bacini calabresi: Lao, Crati e Corace. I dati dei modelli globali sono stati riscalati utilizzando diversi Modelli Climatici Regionali (COSMO-CLM, RegCM e HIRHAM) in modo da rendere possibile il confronto tra i dati dei modelli e i dati, idrologici e climatici, osservati a terra nel periodo 1961-1990 utilizzato come periodo di controllo per la validazione dell'intera procedura. Utilizzando, poi, i dati di scenario previsti per il periodo 2070-2099 si sono stimate, con analogia procedura, le modificazioni che i cambiamenti climatici previsti potrebbero avere sulle principali grandezze idrologiche e sulla disponibilità idrica dei bacini indagati. Il bilancio idrologico è stato effettuato servendosi di un modello regionale messo a punto presso il CAMIlab. I risultati mostrano una generale tendenza, per la fine del secolo, all'incremento delle temperature e quindi dell'evapotraspirazione e alla diminuzione delle piogge per tutti i tre bacini considerati. L'effetto complessivo è una generale diminuzione delle disponibilità idriche sotterranee e superficiali che risulta particolarmente marcata nel bacino del Crati.

La terza memoria PREVISIONE DELLA RISORSA IDRICA SOTTERRANEA ATTRAVERSO LA STIMA DI INDICI DI SICCATÀ riguarda il bilancio idrologico e propone un nuovo indice sintetico (Groundwater Resource Index) idoneo a monitorare ed a prevedere gli effetti indotti dalla siccità sulla risorsa idrica sotterranea. Tale indice è stato messo a punto per l'intero territorio calabrese analizzando i dati meteo-idrologici negli ultimi 50 anni ma risulta di applicabilità più generale. In particolare, si è osservata una forte auto-correlazione del GRI durante il periodo estivo che ne giustifica l'uso per scopi previsionali già a partire dai mesi primaverili. Analisi

spettrali condotte sul GRI hanno mostrato un'alta variabilità spaziale che, confrontata con quella corrispondente ad altri indici sintetici comunemente usati risulta particolarmente sensibile alle caratteristiche geo-litologiche dell'area considerata. L'indice proposto, infine, è risultato particolarmente affidabile anche ai fini di un uso operativo, riducendo al minimo il numero di mancati e falsi allarmi.

Nella VALUTAZIONE DELL'INCERTEZZA NELLA PREVISIONE DELLE PIENE UTILIZZANDO L'HYDROLOGIC UNCERTAINTY PROCESSOR si affronta il problema delle piene fluviali. La memoria illustra i risultati ottenuti dall'applicazione del Bayesian Forecasting System (BFS) proposto da Krzysztofowicz. Si tratta di una struttura metodologica basata sull'inferenza bayesiana per la stima dell'incertezza totale della previsione di una grandezza idrologica fornita da un qualsiasi modello deterministico. Il metodo distingue due componenti strutturali. Un primo processore PUP (Precipitation Uncertainty Processor) quantifica l'incertezza associata alla previsione della precipitazione nella risposta del modello considerato non affetto da errori; un secondo processore HUP (Hydrologic Uncertainty Processor) stima l'incertezza idrologica considerando tutte le altre fonti di errore non connesse alla previsione dell'input pluviometrico; infine, un integratore (INT) combina i due contributi per stimare l'incertezza totale. La memoria riportata in questo quaderno propone una modifica del processore HUP, attraverso l'introduzione di un ulteriore condizionamento delle distribuzioni rispetto al valore della pioggia prevista e ne verifica, con esito positivo, l'applicabilità nella stima dell'incertezza connessa alla previsione a breve termine delle piene in un piccolo bacino calabrese, effettuata con il modello afflussi-deflussi RISE (Runoff by Infiltration and Saturation Excess), sviluppato presso il CAMIIlab.

La memoria VALIDAZIONE DI UN MODELLO PER L'ANALISI DELLA CIRCOLAZIONE IDRICA NEL SOTTOSUOLO UTILIZZANDO DATI SPERIMENTALI DI CAMPAGNA affronta la modellazione dei deflussi sotterranei, nell'ambito di un più ampio progetto di ricerca sperimentale in sito e in laboratorio, riguardante lo studio della circolazione idrica nei pendii soggetti a rischio di frana e le conseguenze indotte sulla stabilità. In particolare è stato sviluppato presso il CAMIIlab un modello idrologico-idraulico per l'analisi del deflusso subsuperficiale in strati non omogenei in condizioni di terreno saturo e non saturo. Basato sull'equazione di Richards, il modello permette di analizzare i fenomeni che avvengono in condizioni non stazionarie e restituisce i contenuti idrici nel sottosuolo e l'andamento delle pressioni neutre per effetto di una forzante pluviometrica, in terreni anche molto complessi per stratigrafia e caratteristiche idrauliche. La memoria descrive le caratteristiche del modello e le tecniche risolutive adoperate per la sua implementazione, soffermandosi in particolare sulla validazione effettuata utilizzando i dati sperimentali ottenuti in campagna da una stazione sperimentale, installata nelle coltri piroclastiche che ricoprono i versanti di Sarno e degli altri comuni della Campania colpiti dalle disastrose colate di fango del maggio 1998.

In particolare sono stati confrontati con esito positivo gli andamenti misurati e simulati delle pressioni neutre a tre diverse quote nel corso di due periodi di controllo, ricadenti uno nella stagione secca e l'altro nella stagione umida.

Le memorie contenute in questo quaderno forniscono, in definitiva, un quadro sintetico di alcune delle principali azioni di ricerca sviluppate dal CAMIIlab nel corso degli ultimi anni e mostrano l'ampia gamma dei problemi indagati e delle tecniche di simulazione adottate.

30 dicembre 2008

Pasquale Versace

PREVISIONE SPAZIO-TEMPORALE DEI CAMPI DI PRECIPITAZIONE: IL MODELLO P.R.A.I.S.E.S.T.

D.L. De Luca¹, P. Versace¹ & B. Sirangelo¹

(1) Dipartimento di Difesa del Suolo, Università della Calabria – Arcavacata di Rende (CS)

SOMMARIO

Nella presente memoria viene esposto un originale modello di previsione spazio-temporale delle precipitazioni: il modello P.R.A.I.S.E.S.T. (Prediction of Rainfall Amount Inside Storm Events: Space and Time).

Il modello focalizza l'attenzione sulla struttura correlativa di tre variabili casuali: la variabile H , altezza di pioggia cumulata su un generico intervallo temporale compreso tra gli istanti $i\Delta t$ e $(i+1)\Delta t$ e su una generica cella spaziale di risoluzione $\Delta x\Delta y$; la variabile Z , rappresentante una funzione delle precipitazioni antecedenti sulla medesima cella spaziale; la variabile W , funzione delle altezze di pioggia riferite alle celle circostanti.

L'aspetto cruciale nella costruzione del modello è l'individuazione della funzione di densità di probabilità congiunta trivariata $f_{H,W,Z}(h,w,z)$.

Inoltre, a fini applicativi, è stata messa a punto una tecnica di generazione sintetica preservante la congruenza dei legami tra le variabili sull'intero dominio di calcolo.

Il modello è stato tarato e validato per la regione Calabria, il cui dominio spaziale è stato discretizzato in celle quadrate di risoluzione pari a 10 km, in accordo con la densità della rete telepluviometrica presente, in riferimento al database di piogge orarie ricoprente il periodo 1990-2004.

1 INTRODUZIONE

La modellazione matematica delle precipitazioni atmosferiche costituisce uno dei temi di maggior rilievo dell'Idrologia. La possibilità di simulare l'andamento delle piogge alla diversa scala spaziale costituisce un elemento di grande interesse per prevedere l'evoluzione di una serie di fenomeni idrologici. In particolare, la possibilità di modellare eventi pluviometrici estremi può essere utilizzata per costruire gli input per modelli che descrivono la stabilità dei versanti, o che analizzano il ciclo idrologico nei suoi vari aspetti. La modellazione dei campi di pioggia, tuttavia, appare in tutta la sua rilevanza quando si utilizza per la previsione in tempo reale delle precipitazioni che cadranno nell'immediato futuro. È possibile in tal modo prevedere, con idonei modelli di simulazione, gli effetti al suolo che i fenomeni attesi potranno produrre e, nel caso in cui l'informazione sia diramata con sufficiente anticipo, è possibile attivare in modo efficace le necessarie misure di protezione civile (Versace et al., 2007).

Questa memoria descrive il modello di previsione spazio-temporale dei campi di precipitazione, realizzato presso l'Università della Calabria, denominato

P.R.A.I.S.E.S.T. (Prediction of Rainfall Amount Inside Storm Events: Space and Time), appartenente alla classe dei modelli multidimensionali (Bras & Rodriguez-Iturbe, 1976; Waymire et al., 1984; Rodriguez-Iturbe et al., 1988; Cox & Isham, 1988; Northrop, 1996; Meiring et al., 1997; Mellor et al., 2000; Willems, 2001), e costituente l'estensione del modello at-site PRAISE (Sirangelo & Versace, 2002; Sirangelo et al., 2007).

L'idea di base consiste nel valutare l'altezza di pioggia H_{i+1} , cumulata su un generico intervallo temporale compreso tra gli istanti $i\Delta t$ e $(i+1)\Delta t$ e su una generica cella spaziale di risoluzione $\Delta x\Delta y$, in funzione della precipitazione antecedente sulla medesima cella e delle piogge nelle celle circostanti.

Nei successivi paragrafi sono esposti, rispettivamente, il background teorico del modello (Paragrafo 2), le tecniche di taratura (Paragrafo 3), l'algoritmo di generazione dei campi di pioggia (Paragrafo 4) e l'applicazione del modello alla regione Calabria (Paragrafo 5), il cui dominio spaziale è stato discretizzato in celle quadrate di risoluzione pari a 10 km, in accordo con la densità della rete telepluviometrica presente, in riferimento al database di piogge orarie ricoprente il periodo 1990-2004.

2 IL MODELLO P.R.A.I.S.E.S.T.

2.1 Identificazione delle variabili casuali

Il modello P.R.A.I.S.E.S.T. focalizza l'attenzione sulla variabile casuale non negativa H_{i+1} , descrivente l'altezza di pioggia cumulata su un generico intervallo temporale compreso tra gli istanti $i\Delta t$ e $(i+1)\Delta t$ e su una generica cella spaziale di risoluzione $\Delta x\Delta y$. Inoltre, il modello considera altre due variabili casuali:

- a) $Z_i^{(v)}$, funzione lineare delle v variabili $H_i, H_{i-1}, \dots, H_{i-v+1}$, rappresentanti le piogge antecedenti sulla stessa cella in cui l'altezza di pioggia H_{i+1} deve essere stimata;
- b) W_{i+1} , rappresentante una media pesata delle precipitazioni cumulate nell'intervallo $[i\Delta t; (i+1)\Delta t]$ riferite alle celle circostanti; in questo caso lo schema di generazione viene denominato Implicito. Un'alternativa è costituita dal considerare la variabile W_i , media pesata delle piogge cumulate nell'intervallo $[(i-1)\Delta t; i\Delta t]$: lo schema adottato diventa Esplicito (Fig. 1).

La variabile casuale $Z_i^{(v)}$ è calcolata come funzione lineare delle v variabili $H_i, H_{i-1}, \dots, H_{i-v+1}$, rappresentanti le piogge antecedenti sulla stessa cella, ovvero

$$Z_i^{(v)} = \sum_{j=0}^{v-1} \alpha_j H_{i-j} \quad , \quad \text{con } 0 \leq \alpha_j \leq 1, \quad j = 0, 1, \dots, v-1 \quad \text{e} \quad \sum_{j=0}^{v-1} \alpha_j = 1 \quad .$$

I coefficienti α_j

sono stimati con la tecnica del filtraggio lineare (De Luca, 2005) e il criterio adottato è la massimizzazione del coefficiente di correlazione lineare ρ_{HZ} .

Le espressioni per le variabili W_{i+1} e W_i sono, rispettivamente, $W_{i+1} = \sum_{j=1}^4 \beta_j' H_{i+1}^{(j)}$

e $W_i = \sum_{j=1}^4 \beta_j'' H_i^{(j)}$, con $\beta_j' = \rho_{j,0}' / \sum_{j=1}^4 \rho_{j,0}'$ e $\beta_j'' = \rho_{j,0}'' / \sum_{j=1}^4 \rho_{j,0}''$, $j = 1, \dots, 4$;

$\rho_{1,0}', \rho_{2,0}', \rho_{3,0}', \rho_{4,0}'$ e $\rho_{1,0}'', \rho_{2,0}'', \rho_{3,0}'', \rho_{4,0}''$ indicano, rispettivamente, i coefficienti di correlazione lineare tra la cella di riferimento 0 e le circostanti 1, 2, 3 e 4 nel caso di pioggia simultanea o di precipitazioni relative al precedente intervallo temporale (Fig. 1). Ovviamente, nel caso di campo localmente isotropo, i coefficienti β_j' e β_j'' assumono lo stesso valore pari a $1/4$.

Nel proseguo della trattazione, per semplicità di notazione, i pedici delle variabili casuali H , Z e W saranno rimossi ove possibile.

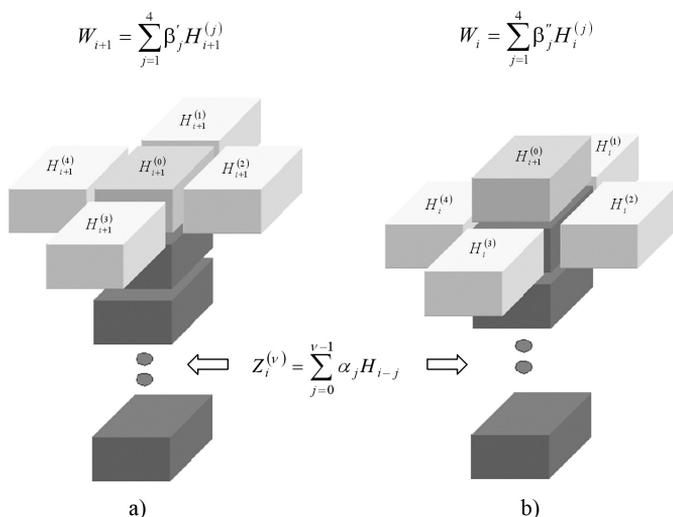


Figura 1. a) Schema Implicito; b) Schema Esplicito.

2.2 Struttura della densità di probabilità congiunta

Nella formulazione della densità di probabilità congiunta $f_{H,W,Z}(h,w,z)$ è necessario considerare la natura mista delle variabili casuali, ovvero probabilità finita per valori nulli e probabilità infinitesima per valori strettamente positivi. Di conseguenza, indicando con $p_{+,+,+}$, $p_{+,+,\bullet}$, $p_{+,\bullet,+}$, $p_{\bullet,+,+}$, $p_{+,\bullet,\bullet}$, $p_{\bullet,+,\bullet}$, $p_{\bullet,\bullet,+}$ e $p_{\bullet,\bullet,\bullet}$ le probabilità associate agli eventi in cui ogni variabile della terna H , W , Z presenta valori positivi (pedice +) o nulli (pedice \bullet), la densità di probabilità trivariata assume la forma:

$$\begin{aligned}
 f_{H,W,Z}(h,w,z) = & p_{\dots} \delta(h) \delta(w) \delta(z) + p_{+,\bullet,\bullet} \cdot f_{H,0,0}^{(+,\bullet,\bullet)}(h) \cdot \delta(w) \delta(z) + \\
 & p_{\bullet,+,\bullet} \cdot f_{0,W,0}^{(\bullet,+,\bullet)}(w) \cdot \delta(h) \delta(z) + p_{\bullet,\bullet,+} \cdot f_{0,0,Z}^{(\bullet,\bullet,+)}(z) \delta(h) \delta(w) + \\
 & p_{+,+,\bullet} \cdot f_{H,W,0}^{(+,+, \bullet)}(h,w) \delta(z) + p_{+,\bullet,+} \cdot f_{H,0,Z}^{(+,\bullet,+)}(h,z) \delta(w) + \\
 & p_{\bullet,+,+} \cdot f_{0,W,Z}^{(\bullet,+,+)}(w,z) \delta(h) + p_{+,+,+} \cdot f_{H,W,Z}^{(+,+,+)}(h,w,z)
 \end{aligned} \tag{1}$$

in cui $\delta(\cdot)$ rappresenta la delta di Dirac e, chiaramente, dovrà risultare: $p_{\dots} + p_{+,\bullet,\bullet} + p_{\bullet,+,\bullet} + p_{\bullet,\bullet,+} + p_{+,+,\bullet} + p_{+,\bullet,+} + p_{\bullet,+,+} + p_{+,+,+} = 1$.

Considerando, a titolo di esempio, l'evento $H > 0 \cap W > 0 \cap Z > 0$, l'espressione analitica della densità di probabilità $f_{H,W,Z}^{(+,+,+)}(h,w,z)$ è derivata da una tripla trasformata di potenza della trivariata esponenziale di Al Saadi & Young (1982):

$$\begin{aligned}
 f_{H,W,Z}^{(+,+,+)}(h,w,z) = & \alpha_H^{(+,+,+)} \beta_H^{(+,+,+)} h^{\beta_H^{(+,+,+)}-1} \alpha_W^{(+,+,+)} \beta_W^{(+,+,+)} w^{\beta_W^{(+,+,+)}-1} \cdot \\
 & \alpha_Z^{(+,+,+)} \beta_Z^{(+,+,+)} z^{\beta_Z^{(+,+,+)}-1} \left(\theta^{(+,+,+)} \right)^2 \cdot \\
 & \exp \left[- \theta^{(+,+,+)} \left(\alpha_H^{(+,+,+)} h^{\beta_H^{(+,+,+)}} + \alpha_W^{(+,+,+)} w^{\beta_W^{(+,+,+)}} + \alpha_Z^{(+,+,+)} z^{\beta_Z^{(+,+,+)}} \right) \right].
 \end{aligned} \tag{2}$$

$$\sum_{i=0}^{\infty} \frac{1}{(i!)^3} \left[\left(\theta^{(+,+,+)} \right)^2 \left(\theta^{(+,+,+)} - 1 \right) \left(\alpha_H^{(+,+,+)} h^{\beta_H^{(+,+,+)}} \right) \left(\alpha_W^{(+,+,+)} w^{\beta_W^{(+,+,+)}} \right) \left(\alpha_Z^{(+,+,+)} z^{\beta_Z^{(+,+,+)}} \right) \right]^i$$

con $\alpha_H^{(+,+,+)} > 0$, $\beta_H^{(+,+,+)} > 0$, $\alpha_W^{(+,+,+)} > 0$, $\beta_W^{(+,+,+)} > 0$, $\alpha_Z^{(+,+,+)} > 0$, $\beta_Z^{(+,+,+)} > 0$ e $\theta^{(+,+,+)} \geq 1$. Si dimostra che tale distribuzione presenta, come marginali, distribuzioni di Weibull. Elevati valori del parametro $\theta^{(+,+,+)}$ restituiscono elevati valori delle correlazioni tra le variabili H , W e Z . Per quanto riguarda le espressioni analitiche delle rimanenti funzioni di densità di probabilità dell'eq. (1), in riferimento alle bivariate si è scelto di utilizzare densità Weibull-Bessel (Sirangelo & Versace, 2002), mentre nel caso delle univariate si adoperano le distribuzioni di Weibull. Una descrizione dettagliata della struttura dell'eq. (1) è riportata nei lavori di De Luca (2005) e Versace et al. (2008).

3 CALIBRAZIONE DEL MODELLO

La funzione densità di probabilità $f_{H,W,Z}(h,w,z)$ presenta, in entrambe le schematizzazioni, 42 parametri. Va tuttavia sottolineato che, se si considerano ad esempio 10 anni di registrazioni con 87600 dati orari per ogni cella, il rapporto d/p (dati/parametri per una cella generica) è circa pari a 2000, e rimane abbastanza elevato (circa 150) se ci si riferisce ai soli dati di pioggia strettamente positivi. Usando i dati da pluviometro ed assumendo un dominio regolare a cella, tale rapporto non cambia se il numero dei pluviometri è simile a quello delle celle. L'entità del rapporto d/p permette di effettuare stime consistenti dei parametri del modello per ogni cella del dominio di calcolo. La fase di calibrazione del modello viene condotta utilizzando il metodo dei momenti, per ogni distribuzione dell'eq. (1) (De Luca, 2005; Versace et al., 2008).

4 ALGORITMO DI GENERAZIONE DEI CAMPI DI PIOGGIA

In fase di applicazione del modello, se si utilizza lo schema Esplicito sono noti sia i valori della variabile Z sia i valori della variabile W_i . Di conseguenza è possibile generare i valori della variabile casuale H_{i+1} su ogni cella del dominio, in accordo con le usuali tecniche di tipo Monte Carlo, in termini di funzione di ripartizione $F(H_{i+1} \leq h_{i+1} | W_i = w_i, Z_i = z_i)$, con opportune espressioni per i quattro casi possibili: W_i positiva o nulla, Z positiva o nulla. La tecnica Monte Carlo è adoperata a causa della complessità di determinazione delle espressioni analitiche riferite alle distribuzioni probabilistiche delle piogge nelle ore di previsione successive alla prima. Per tali distribuzioni, infatti, sono richieste operazioni di convoluzione.

In caso contrario, se si adoperava la schematizzazione Implicita la generazione delle altezze di pioggia sull'intero dominio differisce dalle usuali tecniche Monte Carlo. Infatti, nell'intervallo corrente i , la variabile Z ha valori noti in ogni cella, mentre i valori di W_{i+1} e H_{i+1} sull'intero dominio devono essere generati. Tale generazione non può essere condotta indipendentemente in ogni cella, in quanto le variabili sono legate da equazioni di congruenza. Si può facilmente intuire la complessità di una simile trattazione. La problematica si può risolvere adoperando algoritmi di generazione semplificati che preservano la congruenza sull'intero dominio di calcolo. L'algoritmo applicato in tale contesto è denominato "a scacchiera" (Fig. 2):

- A partire dalle celle "0" del dominio, noti i valori di Z , per ognuna si genera il numero casuale $R_U^{(0)}$ e si stima la variabile casuale H_{i+1} utilizzando l'espressione $h_{i+1}^{(0)} = F^{-1}(R_U^{(0)} | W_{i+1}^{(0)} \geq 0, Z_i^{(0)} = z_i^{(0)})$, in maniera cioè marginale rispetto alla variabile W_{i+1} . Tale tipo di generazione è giustificata dal fatto che, nel modello, le altezze di pioggia riferite alle celle "0" sono indipendenti tra loro.
- Per quanto riguarda le celle di tipo "1", noti i valori di Z , $W_{i+1}^{(1)}$ è pari alla combinazione lineare delle $H_{i+1}^{(0)}$ nelle celle circostanti "0". Di conseguenza la stima viene effettuata tramite la formula $h_{i+1}^{(1)} = F_{H|W,Z}^{-1}(R_U^{(1)} | W_{i+1}^{(1)} = w_{i+1}^{(1)}, Z_i^{(0)} = z_i^{(0)})$, previa generazione del numero casuale $R_U^{(0)}$.

0	1	0	1	0
1	0	1	0	1
0	1	0	1	0
1	0	1	0	1
0	1	0	1	0

Figura 2. Algoritmo a Scacchiera.

Anche in questo caso la funzione $F(H_{i+1} \leq h_{i+1} | W_{i+1} = w_{i+1}, Z_i = z_i)$ presenta differenti espressioni per quattro possibili casi: W_{i+1} positiva o nulla, Z positiva o nulla.

5 APPLICAZIONE

5.1 Taratura del modello

Il modello PRAISEST è stato tarato utilizzando la banca dati delle piogge orarie appartenenti alla rete di stazioni pluviometriche del “Dipartimento per la Protezione Civile - Centro Funzionale Meteoidrologico della Regione Calabria.

La rete comprende 74 stazioni per il periodo 1990-2001 e 104 stazioni dal 2002 al 2004. In totale i dati analizzati ammontano a circa 11 milioni, di cui circa il 7% ad intervalli piovosi. Il dominio spaziale è stato discretizzato in celle di risoluzione pari a 10 km, in accordo con la densità della rete pluviometrica presente per i dati orari.

Al fine di rispettare l’ipotesi di processo stazionario, sono stati utilizzati solamente i dati misurati durante la stagione piovosa, ricoprente l’intervallo 1 Ottobre – 31 Maggio (De Luca, 2005). In tale periodo la struttura correlativa, la media e la varianza dei campioni appaiono significativamente omogenei temporalmente (Sirangelo et al., 2007). Limitando l’attenzione solo sulla stagione piovosa, il rapporto d/p è uguale a circa 2050 e circa a 140 se si considerano solo gli intervalli piovosi.

Poiché le serie storiche di dati non si riferiscono ad una mesh regolare, i parametri del modello sono stati stimati per ogni stazione pluviometrica e successivamente, sia i parametri sia i dati delle serie storiche sono stati mappati sul dominio discretizzato a celle tramite l’utilizzo di tecniche spline (Yu, 2001). L’analisi condotta ha evidenziato un valore costante su tutto il dominio di calcolo del parametro ν , pari ad 8 ore. Inoltre, l’ipotesi di campo localmente isotropo non può essere rigettata e, di conseguenza, i coefficienti β_j e β_j^n , per ogni cella, sono stati assunti pari a $1/4$.

5.2 Validazione del modello

Ogni simulazione dei campi di pioggia richiede la conoscenza delle precipitazioni riferite alle 8 ore precedenti. L’estensione temporale della previsione non dovrebbe eccedere le 6 ore, in quanto oltre tale limite risulta trascurabile l’effetto del condizionamento del modello dovuto alle piogge verificatesi. In tali circostanze si rende necessario un aggiornamento dell’informazione pluviometrica osservata da utilizzare nel modello.

Per ogni evento analizzato, sono state effettuate 10000 simulazioni, tramite l’utilizzo di tecniche Monte Carlo, al fine di ottenere un campione sintetico sufficientemente ampio. Le altezze di pioggia sono generate utilizzando le distribuzioni di probabilità condizionata, ottenute dall’eq. (1), secondo quanto riportato nel Paragrafo 4. La fase di validazione ha riguardato 100 eventi di pioggia su circa 10000 considerati. Tali eventi sono stati scelti in maniera casuale e non sono stati utilizzati per la calibrazione del modello. Il loro numero, comunque, costituisce una piccola parte dell’insieme degli eventi di pioggia considerati e, di conseguenza, la loro esclusione dalla calibrazione non modifica le stime parametriche. I tempi di calcolo richiesti per l’esecuzione dell’algoritmo di generazione delle altezze di pioggia per le successive 6 ore di previsione sono dell’ordine dei 10 minuti.

Quale validazione del modello si testa l’ipotesi che la pioggia effettivamente verificatesi, nel periodo di previsione e sull’intero dominio di calcolo, derivi dalla

distribuzione riportata nell'eq. (1), ai livelli di significatività Θ pari, rispettivamente, al 10 % e al 5%. In pratica, per ogni cella del dominio, la pioggia realmente verificatasi viene confrontata con i percentili 1 - Θ delle altezze di pioggia.

Come esempio, viene illustrata l'applicazione dello schema implicito all'evento del 24 Novembre del 1999 (Fig. 3), riguardante le parte meridionale della regione Calabria, caratterizzato da una memoria del campo di pioggia dalle 20:00 del 23 Novembre alle 4:00 del giorno successivo, mentre le simulazioni si riferiscono all'intervallo temporale che inizia alle ore 4:00 e finisce alle ore 10:00.

Sull'asse delle ascisse, le celle sono ordinate da sinistra a destra, e da Nord a Sud. In figura, oltre all'istogramma delle piogge effettivamente verificatesi nelle sei ore di previsione, sono riportati i percentili 90 % e 95 % delle altezze di precipitazione cumulate nell'intero intervallo di previsione. Seguendo l'asse delle ascisse si incontrano i capoluoghi di provincia di Crotona (KR), Catanzaro (CZ), Vibo Valentia (VV) e Reggio Calabria (RC) in questo ordine.

La figura mostra come le altezze di pioggia realmente caduta sia sempre inferiore al percentile 90 %, consentendo il non rigetto dell'ipotesi che la precipitazione verificatasi sia in accordo con la distribuzione di probabilità del modello PRAISEST.

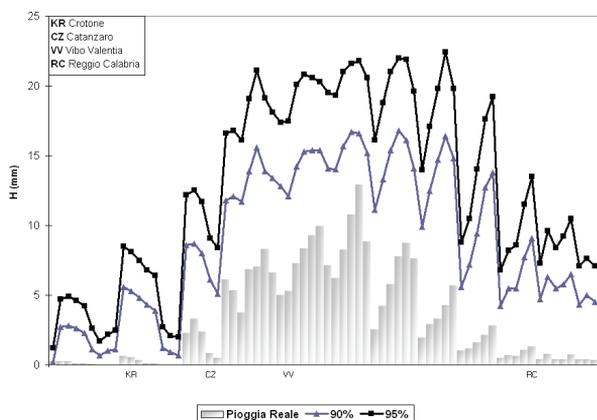


Figura 3. Evento 24 Novembre 1999: confronto tra pioggia reale cumulata su sei ore e i percentili 90 % e 95 % del modello PRAISEST.

6 CONCLUSIONI

La memoria descrive un originale modello di previsione spazio-temporale delle precipitazioni denominato PRAISEST. Il background matematico è caratterizzato dalla distribuzione di probabilità trivariata riferita alle variabili casuali H , Z e W , rappresentanti, rispettivamente, la pioggia da prevedere nella generica cella, la precipitazione antecedente nella stessa cella, le piogge nelle celle adiacenti.

Possono essere usati due differenti schemi, indicati come Implicito ed Esplicito. Il primo riferisce la variabile W all'intervallo di previsione, il secondo la riferisce all'intervallo temporale corrente.

I risultati delle simulazioni a scala regionale mostrano la capacità del modello di

prevedere funzioni di distribuzione delle piogge nelle sei ore successive in accordo con i valori effettivamente verificatisi, ad un livello di significatività del 10%.

Il modello PRAISEST per le sue caratteristiche si presta ad essere utilizzato in diversi contesti di modellazione dei fenomeni idrologici. Esso, infatti, può essere utilizzato in maniera congiunta con altri tipi di modello, che simulano la trasformazione afflussi-deflussi o gli effetti prodotti dalle piogge sulla stabilità dei pendii. In particolare tale uso congiunto si raccomanda per il nowcasting dei fenomeni caratterizzati da un rapido sviluppo temporale, come nel caso di “flash floods” e di “shallow landslides”.

Per la sua notevole flessibilità il modello può essere utilizzato con qualsiasi altra rappresentazione dei campi di pioggia attraverso una schematizzazione a griglia, come quelli che possono essere desunti da osservazioni da radar o da satellite.

Il modello PRAISEST appare, inoltre, adatto all’uso congiunto con modelli meteorologici, al fine di realizzare un sistema bayesiano di nowcasting delle precipitazioni, capace di integrare le informazioni di un predittore stocastico, che tiene conto della conoscenza della pluviometria osservata nel passato, e di un previsore mete, che si basa sull’analisi dei fenomeni atmosferici in atto.

BIBLIOGRAFIA

- Bras, R.L. & Rodriguez-Iturbe, I. Random functions and hydrology, Dover Publications, 1984.
- Cox, D. & Isham, V. A simple spatial-temporal model of rainfall, *Proceedings of the Royal Society of London A*415, 317-328, 1988.
- De Luca, D.L. Metodi di previsione dei campi di pioggia, Tesi di Dottorato di Ricerca, Università della Calabria, 2005.
- Meiring, W., Monestiez, P., Sampson, P.D. & Guttorp, P. Developments in the modelling of nonstationary spatial covariance structure from space-timing monitoring data, in Baafi and Schofield editors, *Geostatistics Wollongong '96*, 162-173, Kluwer, Dordrecht, 1997.
- Mellor D., Sheffield, J., O’Connell, P.E. & Metcalfe, A.V. A stochastic space-time rainfall forecasting system for real time flow forecasting I: Development of MTB conditional rainfall scenario generator, *Hydrology and Earth System Science*, 2000, 4(4), 603-615.
- Northrop, P.J. Modelling and statistical analysis of spatial-temporal rainfall fields, PhD thesis, Department of Statistical Science, University College London, UK, 1996.
- Rodriguez-Iturbe, I., Cox, D.R. & Isham, V. A point process model for rainfall: further developments, *Proceedings of the Royal Society of London* , 1988, A417, 283-298.
- Sirangelo, B. & Versace, P. Un modello probabilistico per la predizione in tempo reale delle altezze di precipitazione a scala oraria, *Atti del XXVIII Convegno di Idraulica e di Costruzioni Idrauliche*, 2002, Potenza, vol. 2, 395-414.
- Sirangelo, B., Versace, P. & De Luca, D.L. Rainfall nowcasting by at site stochastic model P.R.A.I.S.E., *Hydrology and Earth System Science*, 2007, 11, 1341-1351.
- Versace, P., Mendicino, G., Sirangelo, B., Biondi, D., Capparelli, G., De Luca, D.L., Longo, M.A. & Senatore, A. La modellazione matematica nel rischio idrogeologico, *L’Acqua*, 2007, 2, 49-54.
- Versace, P., Sirangelo, B. & De Luca, D.L. A space-time generator for rainfall nowcasting: the PRAISEST model, *Submitted to Hydrology and Earth System Science*, 2008.
- Waymire, E., Gupta, V.K. & Rodriguez-Iturbe, I. A spectral theory of rainfall intensity at the meso-scale, *Water Resources Research*, 1984, 20, 1453-1465.
- Willems, P. A spatial rainfall generator for small spatial scales, *Journal of Hydrology*, 2001, 252, 126-144.
- Yu, Z.W. Surface interpolation from irregularly distributed points using surface spline, with Fortran program, *Computer & Geosciences*, 2001, 27, 877-882.

CLIMATE CHANGE SCENARIOS IN SOUTHERN ITALY THROUGH JOINT ATMOSPHERIC-HYDROLOGICAL MODELING

G. Mendicino¹, A. Senatore¹, G. Smiatek² & H. Kunstmann²

- (1) Department of Soil Conservation, University of Calabria, P.te P. Bucci 41b, 87036 Rende (CS), Italy – e-mail: menjoe@dds.unical.it
- (2) Institute for Meteorology and Climate Research (IMK-IFU), Forschungszentrum Karlsruhe, Kreuzeckbahnstrasse 19, 82467 Garmisch-Partenkirchen, Germany

ABSTRACT

Through high resolution Regional Climate Models, accounting for the influence of regional and local geographic features on the atmospheric circulation, the spatially coarse data of the General Circulation Models can be used to assess the effects of global climate change on the hydrological cycle at regional scales. Two time slices (1961–1990 and 2070–2099) of the SRES A2 scenario of the Global Climate Models ECHAM4 and Had3CM, dynamically downscaled with the Regional Climate Models COSMO-CLM, RegCM and HIRHAM, were used to analyze the impact of climate change on water resources availability in southern Italy. The simulated data of the control period (1961-1990) have been compared to daily precipitation data recorded in the analyzed region, together with the climatologic data from the Climate Research Unit (CRU) and the University of Delaware. Then, the meteorological fields calculated by HIRHAM and RegCM have been used to drive a 5 km regular grid distributed physically-based monthly hydrological model, investigating the changes in the water balance till the end of the century and the respective uncertainty bounds. The results provided by the two meteorological fields are lightly different, but they both predict a general increase in temperature and a decrease in precipitation, with a consequent reduction in water availability in three catchments selected for the joint atmospheric-hydrological analysis.

1 INTRODUCTION

Global climate change and increasing greenhouse gas emissions can strongly influence water resources availability in southern Italy, but their actual impact on the several little catchments characterizing this region can be difficultly predicted. The General Circulation Models (GCMs) are the best available tools for providing scientifically sound information on future climate, but their resolution is often unsuitable for describing changes in areas characterized by complex orography. The GCMs data are downscaled by the Regional Climate Models (RCMs), computationally very expensive, but able to account for the influence of regional and local geographic features on the atmospheric circulation. The results provided by the RCMs are more suitable than the coarse GCMs data to be used as input data of hydrological models, usually running at even more detailed scales. Recently, some new high resolution data

from RCMs has become available, allowing an improvement of the resolution of climate change studies at local scales.

In this paper results from the regional models COSMO CLimate Model (COSMO-CLM), Regional Climate Model (RegCM) and HIRHAM, each referring to two dynamically downscaled time slices (1961–1990 and 2070–2099) of the GCMs ECMWF Hamburg 4 (ECHAM4) and Hadley Centre Climate Model 3 (Had3CM), have been analyzed to show the impact of global climate change in a southern Italian region, considering the Intergovernmental Panel on Climate Change (IPCC) Special Report on Emissions Scenarios (SRES) A2 scenario. Then, through joint atmospheric-hydrological simulations, the meteorological fields calculated by HIRHAM and RegCM have been used for achieving and comparing two scenarios of the future water resources availability in three selected catchments of the analyzed area.

2 METHODS

2.1 The regional climate models

The results shown in this paper are based on newly available climate change data at spatial resolutions below 20 km provided by three RCMs: HIRHAM, RegCM and CLM.

HIRHAM is a hydrostatic model of the Danish Meteorological Institute (DMI). Its dynamical part originates from the High Resolution Limited Area Model (HIRLAM) version 2 and the physical part from ECHAM4 model. The model employs a regular latitude-longitude grid with a rotated pole. The climate model RegCM has been developed at the International Centre for Theoretical Physics (ICTP), Trieste, Italy (*Giorgi et al.*, 1993). Its dynamical core is equivalent to the hydrostatic version of the NCAR/Penn State University meso-scale model MM4. The available model projections are Lambert Conformal, Mercator and polar stereographic. COSMO-CLM (CLM) is a non-hydrostatic community regional climate model based on the Local Model (LM) of the German Weather Service (DWD) (*Steppeler et al.*, 2003). It has the same dynamic and physical core as the LM and employs regular latitude-longitude grid with a rotated pole. The climate change simulations of the HIRHAM and RegCM models were forced with HAD3AM GCM boundary data. The COSMO-CLM transient runs employed ECHAM5/MPI-OM boundary data.

2.2 The distributed hydrological model applied to observed runoff data

The joint simulations were carried out using a modified version of the distributed water balance model presented by *Mendicino & Versace* (2007). The original model extends the approach suggested by *Thorntwaite & Mather* (1955) and simulates soil moisture and groundwater storage variations, evapotranspiration and runoff on a 5 km regular grid using data sets that include climatic drivers (temperature and precipitation), vegetation, and soil properties. This model does not consider horizontal motion of water on the land surface, or in the soil, and it is based on a simplified mass balance. The water surplus obtained from the mass balance is hypothesized to be subdivided into two quantities, representing the monthly surface runoff and the groundwater recharge. A monthly runoff coefficient is locally determined starting from the curve number method and modifying it to account for antecedent soil moisture conditions. The soil column is schematized through a reservoir whose maximum capacity is given by the soil-water

holding capacity, whilst groundwater recharge used to determine the runoff delay, caused by water transport through groundwater before it enters river channels, is described by a linear groundwater reservoir with a constant depletion coefficient.

The original model has been improved with modules considering snow and snowmelt, and considering that a portion of surplus is transformed in instantaneous runoff. Furthermore, improved data of soil use and soil hydraulic characteristics have been used to determine the values of the runoff coefficient and the soil–water holding capacity, while the groundwater reservoir coefficient is not constant, but depending on geo-lithological data.

Figure 1 shows the study area, highlighting the three catchments selected for the joint atmospheric-hydrological simulations: Lao (279 km²), Crati (1332 km²) and Corace (178 km²). The figure also shows the good performance of the model through the comparison between mean monthly observed and simulated runoff values, considering the most recent available runoff data. The years with available runoff series are 14 for the Lao (1957-1965, 1967, 1972-1975), 13 for the Crati (1957-1966, 1969-1971) and 22 for the Corace catchment (1957-1972, 1975-1980).

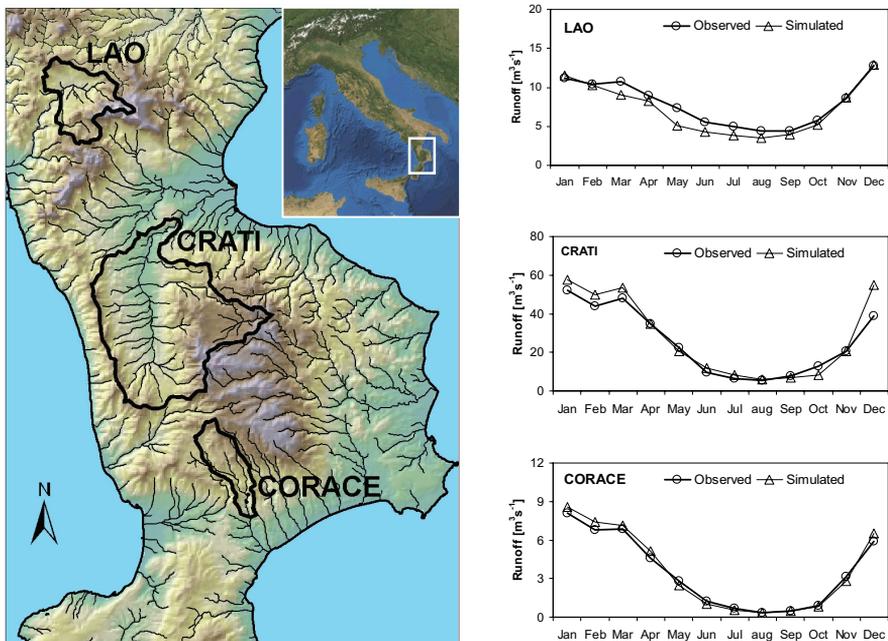


Figure 1. Study area and comparison between mean monthly observed and simulated runoff for the three selected catchments.

2.3 Coupling between meteorological and hydrological model

Precipitation and 2 m temperature calculated by HIRHAM and RegCM were directly passed to the water balance model according to *Kunstmann & Stadler (2005)*, considering each grid-point of the meteorological models as a ‘fictitious’

meteorological station and interpolating the data to the resolution of the hydrological model. Due to the different grid resolutions (RegCM characterized by a 20 km and HIRHAM by a 0.11° regular grid), meteorological models elevations differ from those considered within the hydrological model, so that temperature has been adjusted by an altitude dependent regression.

3 RESULTS OF REGIONAL CLIMATE MODELING

The performances of the RCMs have been evaluated comparing the simulated data of the control period (1961-1990) to daily precipitation data recorded in the analyzed region by the Centro Funzionale Meteo Idrologico Regionale, as well as precipitation and temperature data recorded by the Climate Research Unit (CRU) in 10 arc minutes resolution and by the University of Delaware in 0.5° resolution. Figure 2 shows the annual cycle of temperature and precipitation in the study area, averaged in the period 1961-1990. Temperature simulations reasonably agree with observed data, while there is a substantial bias in the precipitation. The closest results to the observed data seem to be provided by RegCM, also if a peculiar behavior is noted in the first months of the year, where also the climatology data used show a significant uncertainty. HIRHAM cycle appears to be flattened, while CLM clearly underestimates observed data. Bias in the precipitation may negatively affect further hydrological applications, and needs to be corrected.

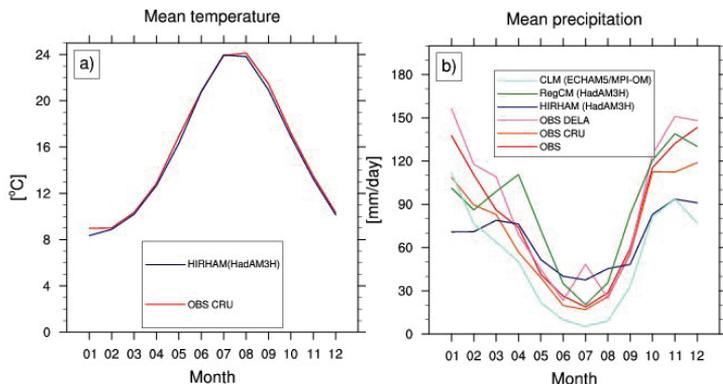


Figure 2. Comparison between simulated data of the RCMs and observed data.

The maps in figure 3 show the distributed changes in annual temperature and precipitation computed by HIRHAM and RegCM between the periods 1961-1990 and 2070-2099 (the data are already interpolated to the resolution of the hydrological model). The temperature change maps show that the two models forecast a similar increase in the mean annual temperature, even if HIRHAM values are diffused in a wider range (3.1-4.3 °C vs. 3.4-4.1 °C). Both the models seem to correlate temperature changes with elevation, and their analogous behavior is confirmed by the monthly analysis (Fig. 4), where an increase from about 3 °C (in winter and spring) up to almost 6 °C (in summer) is observed.

The changes in annual precipitation seem to be more strongly correlated to elevation, but the results of the two models significantly differ from each other. Percentage change using HIRHAM is positive in some coastal areas, and decreases up to 15% in the

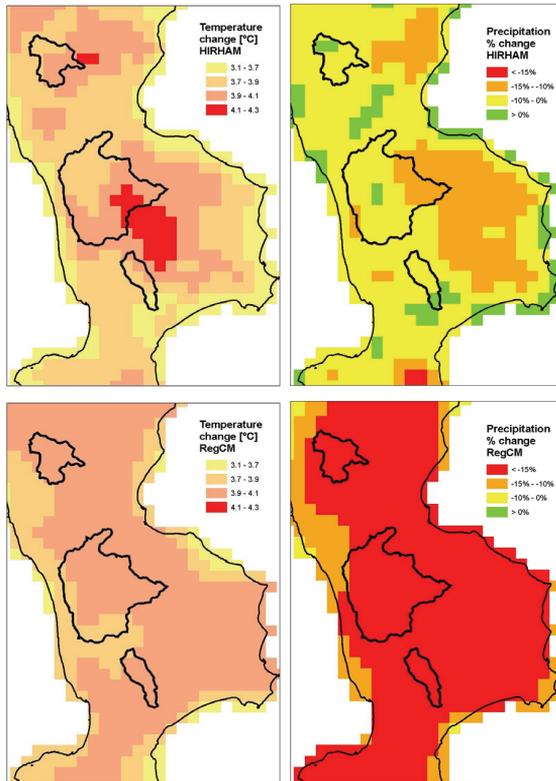


Figure 3. Distributed changes in annual temperature and precipitation computed by HIRHAM and RegCM in the study area (1961/1990 – 2070/2099).

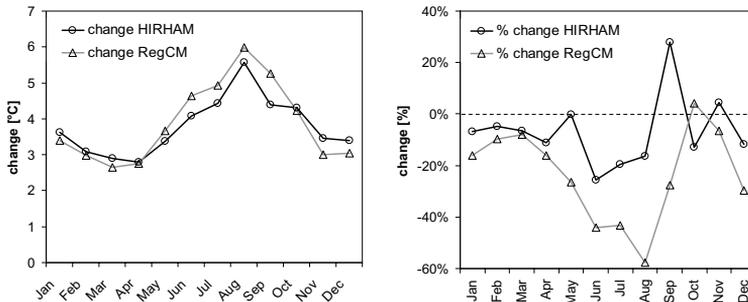


Figure 4. Change in mean monthly temperature (left) and mean monthly precipitation (right) computed by HIRHAM and RegCM in the study area.

mountainous zones, instead using RegCM it decreases from 10% up to 25%. However, RegCM starts from higher absolute values: mean annual precipitation in the whole area

decreases from 793 mm to 739 mm if HIRHAM is considered, and from 1048 mm to 863 mm if RegCM is considered. The monthly analysis (Fig. 4) confirms the different percentage reduction forecasted by the models, emphasizing a relevant percentage decrease for RegCM in summer that is anyway the driest period of the year. The increase forecasted in some autumn months for both the models is noteworthy (HIRHAM: +28% in September and +4.5% in November; RegCM: +4% in October).

4 RESULTS OF JOINT ATMOSPHERIC-HYDROLOGICAL SIMULATIONS

HIRHAM and RegCM downscaled meteorological fields have been used in the hydrological model, applying the correction ratio k suggested by *Kunstmann et al.* (2004) in order to adjust precipitation data. An uncertainty analysis was also carried out, investigating how much the variability of k can affect the simulated runoff: the simulations on the period 2070-2099 have been made using not only the k ratio, but also $k + \sigma$ and $k - \sigma$, where σ is the standard deviation of k , computed for each cell of the grid following *Kunstmann et al.* (2004).

The three catchments where the hydrological model has been applied are characterized by different geo-lithological conditions: the Lao catchment has a calcareous structure allowing a relevant groundwater storage during the winter and a high base flow, the Corace river shows instead a relatively low base flow, while the Crati river has an intermediate behavior. Figure 5 shows for the three catchments the results obtained by the model using as input data both the observed data and the HIRHAM and RegCM meteorological fields for the period 1961-1990, and again the HIRHAM and RegCM fields for the period 2070-2099. For future scenarios three lines are drawn showing the results obtained using k , $k + \sigma$ and $k - \sigma$ ratio. The analyzed quantities are the cumulated monthly evapotranspiration (ET) deficit (difference between potential and actual evapotranspiration) and the mean monthly runoff.

Results show that ET deficit will reach a relevant increase in the summer months in all the catchments (up to 40 mm/month with RegCM, up to 20 mm/month with HIRHAM). The differences in the predicted summer values are mainly due to the lower soil moisture induced by the lower precipitation calculated by RegCM, rather than to the temperatures, that are almost equal. The decrease in runoff is not as much pronounced with HIRHAM as it is with RegCM, specially in the winter months. Table 1 shows that for Lao and Corace rivers the uncertainty analysis performed with HIRHAM does not exclude a little increase in the mean annual runoff. Nevertheless, the lower precipitation in autumn and winter will significantly affect the groundwater recharge: figure 6 shows that, even performing the uncertainty analysis, for the three analyzed catchments an almost constant reduction in groundwater storage along the year is forecasted, even if the amount of the decrease is different considering either HIRHAM or RegCM.

	Lao		Crati		Corace	
	HIRHAM	RegCM	HIRHAM	RegCM	HIRHAM	RegCM
$k - \sigma$	-7.30%	-14.48%	-19.01%	-28.75%	-7.56%	-34.88%
k	-2.90%	-18.41%	-14.27%	-24.62%	-2.17%	-30.78%
$k + \sigma$	+1.53%	-22.33%	-9.46%	-20.44%	+3.28%	-26.65%

Table 1. Percentage reduction in mean annual runoff for the selected catchments.

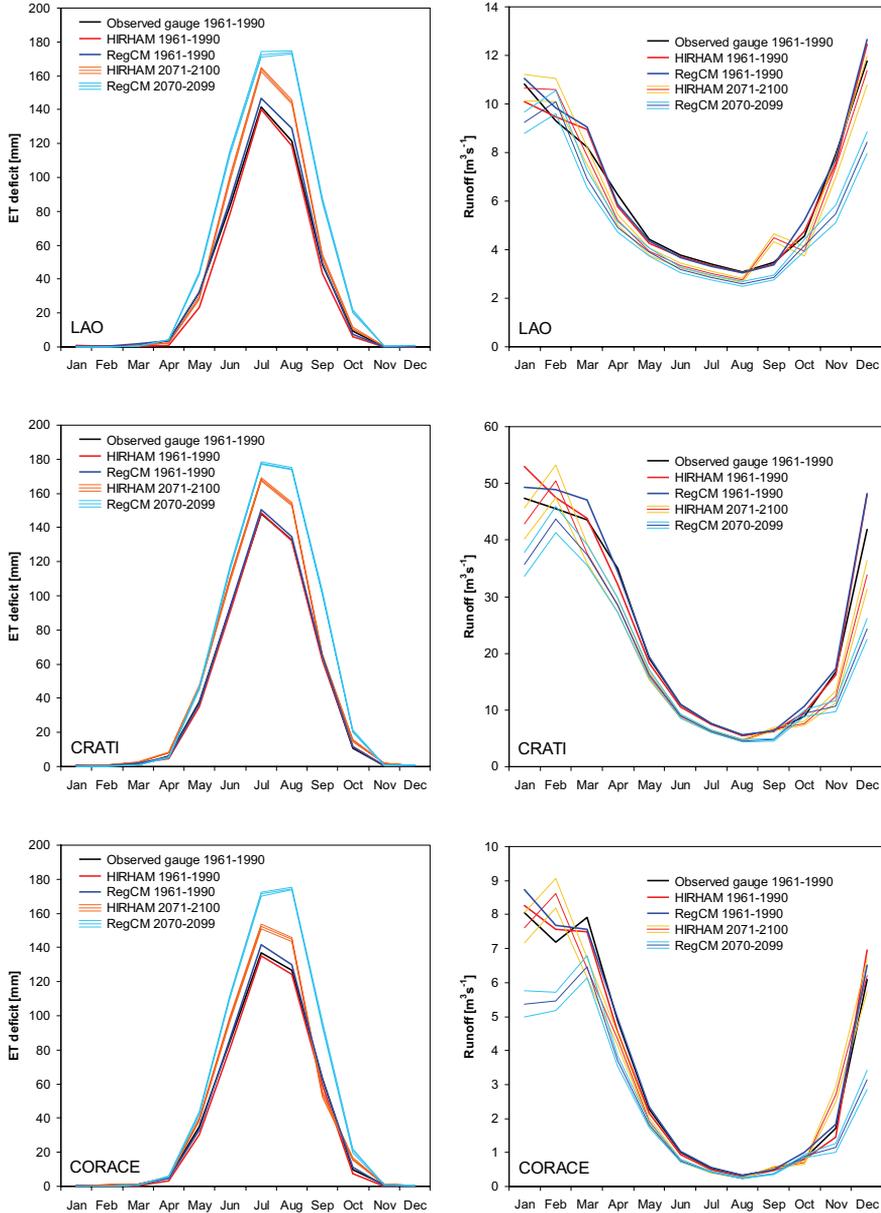


Figure 5. ET deficit and runoff results obtained by the hydrological model using as input data the observed data and the HIRHAM and RegCM meteorological fields for the period 1961-1990, and the HIRHAM and RegCM fields for the period 2070-2099.

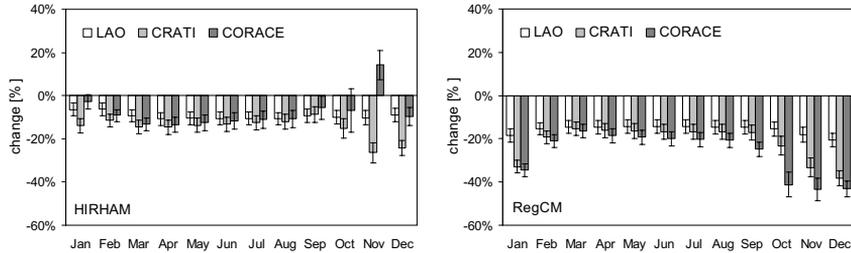


Figure 6. Changes in monthly groundwater storage (1961/1990 – 2070/2099) using HIRHAM and RegCM fields. The vertical lines (I) show the variation obtained applying the uncertainty analysis.

5 CONCLUSIONS

While the temperature results obtained by the RCMs appear to be rather reliable, there is still a limited reproduction of the major precipitation statistics compared to observed values. The meteorological fields achieved by HIRHAM and RegCM, subjected to bias correction and used in a hydrological model to study the impact of climate change in southern Italy, led to a similar increase in mean annual temperature (about 4 °C), but to a different amount in precipitation reduction. The increasing spatial resolution of the RCMs, as well as the increasing computational resources, will allow a more precise assessment of the climate change effects even in small river catchments. Anyway, in both the analyzed scenarios a general reduction in groundwater recharge is predicted; this effect, combined with the higher summer ET deficit, will influence the water resource management for agricultural areas, because groundwater stored in the winter is currently the main source for irrigating the fields in the hot summer season.

Acknowledgments. The authors acknowledge the PRUDENCE data archive, funded by the EU through contract EVK2-CT2001-00132, for HIRHAM, Dr. X. Bee, ICTP Trieste for RegCM and World Data Center for Climate. CERA-DB for COSMO-CLM data provision.

REFERENCES

- Giorgi, F., Marinucci, M.R., Bates, G. & Canio, G.D. Development of a second-generation regional climate model (RegCM2). Part II: Convective processes and assimilation of lateral boundary conditions, *Monthly Weather Review*, 1993, 121, 2814–2832.
- Kunstmann, H., Schneider, K., Forkel, R. & Knoche, R. Impact analysis of climate change for an alpine catchment using high resolution dynamic downscaling of ECHAM4 time slices, *Hydrology and Earth System Sciences*, 2004, 8, 1031-1045.
- Kunstmann, H. & Stadler, C. High resolution distributed atmospheric-hydrological modelling for alpine catchments, *Journal of Hydrology*, 2005, 314, 105-124.
- Mendicino, G. & Versace, P. Integrated drought watch system: a case study in southern Italy, *Water Resources Management*, 2007, 21, 1409-1428.
- Stappeler, J., Doms, G., Schättler, U., Bitzer, H.W., Gassmann, A., Damrath, U. & Gregoric, G. Meso-gamma scale forecasts using the nonhydrostatic model LM, *Meteorology and Atmospheric Physics*, 2003, 82, 75–96.
- Thornthwaite, C.W. & Mather, J.R. The water balance, *Climatology*, Drexel Inst. Techn., Centeron, NJ, 1955.

PREVISIONE DELLA RISORSA IDRICA SOTTERRANEA ATTRAVERSO LA STIMA DI INDICI DI SICCIÀ

G. Mendicino¹, A. Senatore¹ & P. Versace¹

(1) Dipartimento di Difesa del Suolo, Università della Calabria, P.te P. Bucci, Cubo 41b, 87036 Arcavacata di Rende, Cosenza, Italia - e-mail: menjoe@dds.unical.it

SOMMARIO

Il monitoraggio ed il preannuncio della siccità non può prescindere dalla corretta definizione di indici in grado di sintetizzare le complesse interazioni tra le variabili climatiche ed i processi che concorrono alla definizione dei diversi aspetti del fenomeno più generale. Molti sono gli indici meteorologici ed idrologici presenti in letteratura, pochi però sono quelli in grado di descrivere in modo chiaro e sintetico l'evoluzione del fenomeno siccitoso nello spazio e nel tempo. Tra questi, il numero si riduce drasticamente per ciò che concerne la stima degli effetti prodotti dalla siccità sulla risorsa idrica sotterranea.

Nella presente nota si propone un indice sintetico (Groundwater Resource Index) idoneo a monitorare ed a prevedere gli effetti indotti dalla siccità sulla risorsa idrica sotterranea. Tale indice è stato messo a punto per l'intero territorio calabrese analizzando i dati meteo-idrologici negli ultimi 50 anni, ma la sua applicazione può essere estesa a qualunque area mediterranea. In particolare, si è osservata una forte auto-correlazione del GRI durante i mesi estivi che ne giustifica l'uso per scopi previsionali già a partire dai mesi primaverili. Analisi spettrali condotte sul GRI hanno mostrato una alta variabilità spaziale che, confrontata con quella corrispondente ad altri indici sintetici comunemente usati, quale lo Standardized Precipitation Index, risulta particolarmente sensibile alle caratteristiche geo-litologiche dell'area considerata. L'indice proposto, infine, è risultato particolarmente affidabile anche ai fini di un uso operativo, riducendo al minimo il numero di mancati e falsi allarmi.

1 INTRODUZIONE

Gli indici di siccità sono molto utili per la gestione pro-attiva del fenomeno siccitoso. Essi, in particolare, permettono di quantificare in modo sintetico le anomalie climatiche in termini di intensità, durata, estensione spaziale e frequenza. A partire dagli anni sessanta diversi indici di siccità sono stati proposti, ognuno dei quali legato ad una delle quattro categorie con cui l'*American Meteorological Society* (1997) ha raggruppato definizione e tipi di siccità: meteorologica, agricola, idrologica e socio-economica. *Ntale & Gan* (2003) forniscono una dettagliata classificazione degli indici di siccità più usati in letteratura; tra questi, l'indice PDSI di *Palmer* (1965), lo Standardized Precipitation Index (SPI) proposto da *McKee et al.* (1993) ed i Decili rappresentano gli indici più frequenti per la definizione dei livelli di criticità del

fenomeno siccitoso. *Guttman* (1998) ha mostrato che il PDSI ha una struttura complessa e non consente l'identificazione del fenomeno siccitoso per scale temporali superiori all'anno, l'SPI invece, che è basato esclusivamente su dati di pioggia cumulati su scale variabili a seconda dell'applicazione considerata (da 3 a 48 mesi), costituisce oggi l'indice più utilizzato per monitorare l'evoluzione della siccità nei diversi settori delle risorse idriche. Tale indice però, essendo un indicatore meteorologico, non consente di tener conto della eterogeneità e degli usi del suolo, né degli effetti dei corpi idrici sotterranei. *Szalai & Szinell* (2000) concludono nel loro studio che l'SPI è idoneo a quantificare diversi tipi di eventi siccitosi, ma, in fase di applicazione, risulta complessa la scelta della scala temporale su cui cumulare i dati di pioggia per valutare gli effetti del fenomeno sulle risorse idriche sotterranee, potendo tale scala variare, nello specifico, tra 5 e 24 mesi. In tal senso, è sempre più ricorrente l'uso di modelli idrologici per la stima di indici idonei a valutare anche gli effetti della componente suolo sul fenomeno siccitoso. *Narasimhan & Srinivasan* (2005) attraverso l'uso del modello SWAT derivano due indici per monitorare la siccità agricola, rispettivamente basati su dati settimanali di umidità del suolo e deficit di evapotraspirazione. Anche in questo caso, però, nessuna menzione è fatta circa la risorsa idrica sotterranea in condizioni di deficit.

In questa memoria viene proposto un indice di siccità di natura idrologica, denominato GRI (Groundwater Resource Index), utile a valutare le condizioni di ricarica o di impoverimento del sottosuolo in relazione alle variazioni climatiche agenti su uno specifico territorio. Questo indice si determina attraverso l'uso di un modello di bilancio idrologico distribuito che opera a scala regionale con passi temporali mensili. Il GRI è stato applicato sul territorio calabrese considerando i dati meteo-idrologici degli ultimi 50 anni. In particolare, su tre bacini (Amato, Crati e Coscile) caratterizzati da differenti condizioni fisiografiche, climatiche e geo-litologiche sono state investigate le sue prestazioni confrontandole con quelle dello Standardized Precipitation Index. Una importante caratteristica che è emersa da queste analisi è la forte auto-correlazione del GRI durante i mesi estivi, che ne consente l'uso per scopi previsionali all'inizio della stagione secca. Inoltre, sugli stessi bacini è stata condotta un'analisi di tipo spettrale che ha evidenziato la capacità del GRI di tener conto delle caratteristiche geo-litologiche dei bacini considerati. Infine, per un'ampia area del territorio calabrese le capacità previsionali del GRI sono state ulteriormente verificate attraverso una back-analysis basata sulla ricostruzione degli eventi siccitosi verificatisi nel passato.

2 STIMA DEL GROUNDWATER RESOURCE INDEX

Le variazioni spazio-temporali dell'indice GRI sul territorio calabrese sono state determinate a partire dagli anni '60 attraverso un modello di bilancio idrologico distribuito che opera a scala regionale con passi temporali mensili (*Mendicino & Versace*, 2007). Tale modello suddivide l'area in esame in operatori di bilancio, ciascuno caratterizzato da un complesso di relazioni verticali interconnesse tra loro (afflusso, ritenuta superficiale, invaso, infiltrazione, deflusso), attraverso cui si tenta di descrivere spazialmente la variabilità dell'intero sistema secondo la seguente equazione di bilancio mensile:

$$\Delta V = P + SM - SA - ET - Q \quad (1)$$

nella quale le grandezze idrologiche di base sono rappresentate rispettivamente dalla variazione di acqua immagazzinata sia nella parte superficiale del suolo che nel

sottosuolo ΔV , dalla precipitazione mensile P , dallo scioglimento nivale SM , dall'accumulo nivale SA , dall'evapotraspirazione mensile E , ed infine dal deflusso totale mensile Q . Tutte le grandezze sono espresse in [mm mese⁻¹].

Più specificatamente, rispetto alla versione originale proposta da *Mendicino & Versace* (2007), l'evapotraspirazione potenziale è stimata tramite il metodo proposto da *Priestley & Taylor* (1972), che attraverso i soli dati di temperatura, pressione atmosferica e radiazione netta consente di simulare le componenti del bilancio per lunghi periodi di tempo, aggirando il problema della scarsa disponibilità di dati storici relativi alla velocità del vento ed all'umidità dell'aria. Per ciò che concerne la radiazione netta, i valori mensili distribuiti sono stati ricostruiti adottando una versione modificata del modello originariamente proposto da *Moore et al.* (1993). A causa delle significative campagne di riforestazione effettuate in Calabria dopo la seconda guerra mondiale, i cui risultati erano evidenti già a partire dalla fine degli anni '50, si è assunto di far partire il periodo di analisi del modello dal 1957. L'assunzione di uso del suolo costante (derivato dal progetto Corine Land Cover 2000; European Environmental Agency, 2002) è giustificata dalla non elevata risoluzione del modello (5 km di lato). Inoltre, le prestazioni del modello sono state migliorate considerando: i) che una porzione della precipitazione superficiale è direttamente trasformata in deflusso "istantaneo". Tale porzione dipende dal rapporto tra il valore attuale di umidità del suolo e quello relativo alla sua massima capacità di immagazzinamento, derivata dalla Mappa Pedologica Regionale dei Suoli dell'ARSSA (2003); ii) un modulo aggiuntivo di accumulo e scioglimento nivale, che suddivide la precipitazione tra pioggia e neve e regola lo scioglimento nivale mensile tenendo conto semplicemente della temperatura mensile nella cella di analisi; iii) che le caratteristiche del sottosuolo sono simulate con serbatoi profondi variabili a seconda delle caratteristiche geo-litologiche predominanti nelle singole celle del modello di bilancio (*Mendicino et al.*, 2005). In particolare per questo ultimo aspetto le diverse caratteristiche del sottosuolo sono state raggruppate in tre differenti categorie: I) aree con alta propensione al deflusso perenne (terreni con alta permeabilità in zone collinari e montane); II) aree con propensione al deflusso perenne intermedia (terreni con media permeabilità); III) aree con bassa propensione al deflusso perenne (terreni con bassa permeabilità o zone di pianura con medio-alta permeabilità).

Il modello di bilancio idrologico è stato validato confrontandone i risultati con 2712 dati di deflusso medio mensile osservati su 16 bacini calabresi (Fig. 1). Inoltre, per gli stessi bacini, è stata riscontrata una significativa correlazione ($r = 0.8$) tra il valore medio dell'indice BFI, proposto da *L'Vovich* (1972) e modificato da *Casadei* (1985), ed una combinazione lineare delle percentuali di ciascuna delle categorie di sottosuolo attribuibili a ciascun bacino.

Il modello di bilancio ripartisce su ciascuna cella il surplus idrico mensile in due aliquote, una superficiale e l'altra profonda che ricarica gli acquiferi sotterranei. Questi ultimi sono schematizzati attraverso un serbatoio profondo il cui volume di immagazzinamento mensile si indica con D .

L'indice GRI si basa proprio sull'impiego di tale volume che appare di grande utilità, dal momento che fornisce indicazioni sintetiche sulla disponibilità, a scala mensile, della risorsa idrica sotterranea.

Per ciascuna delle 696 celle nelle quali è stato suddiviso il territorio calabrese, sono state considerate le serie mensili delle detenzioni in falda D simulate per il periodo 1959-2006 (gli anni 1957 e 58 sono stati considerati solo come startup del modello per

renderlo indipendente dalle condizioni iniziali). Tali serie sono state sottoposte a test di asimmetria per verificare la condizione di normalità delle distribuzioni che, in particolare, sono risultate soddisfatte per i mesi da gennaio a settembre. Nei mesi di ottobre, novembre e dicembre le condizioni di normalità non risultano invece soddisfatte, ma questo risultato non appare rilevante per le finalità che ci si propone.

L'indice GRI si assume pari al valore assunto dalla variabile normale standardizzata, considerando, ovviamente, i valori della media μ e dello scarto quadratico medio σ relativi a ciascun mese m :

$$GRI_{y,m} = \frac{D_{y,m} - \mu_{D,m}}{\sigma_{D,m}} \quad (2)$$

In analogia con altri indici di siccità, l'indice GRI, proposto in questa sede, misura in modo sintetico se il volume accumulato nel sottosuolo in un determinato mese si discosta in modo significativo dai valori medi che caratterizzano quello stesso mese.

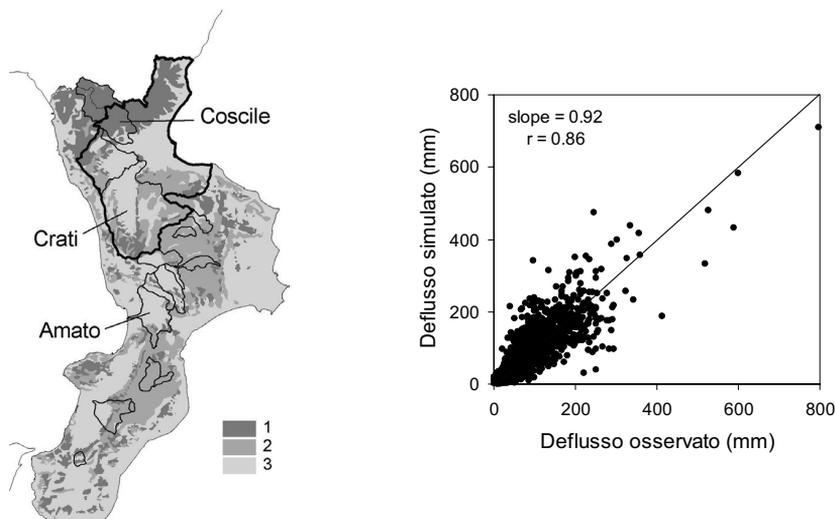


Figura 1. Caratteristiche del sottosuolo raggruppate in tre categorie di propensione al deflusso perenne e confronto tra deflussi osservati e simulati tramite il modello idrologico (2712 valori di deflusso medio mensile). Nella figura sono indicati, inoltre, i bacini considerati per la validazione del GRI, unitamente all'area del bacino del Crati ed alto Ionio (tratto più spesso) considerata ai fini del preannuncio della siccità.

3 RISULTATI E DISCUSSIONE

L'andamento temporale del GRI è stato ricostruito per tre bacini calabresi caratterizzati da superfici e caratteristiche geo-litologiche tra loro differenti: il bacino del Fiume Amato (area di 443.8 km², 9.9% I categoria, 16.6% II categoria, 73.5% III categoria), il bacino del Fiume Crati (area di 1332 km², 15.8% I categoria, 38.0% II categoria, 46.2% III categoria) e il bacino del Fiume Coscile (area di 405.5 km², 69.1%

I categoria, 0.0% II categoria, 30.9% III categoria). Il valore medio spaziale del GRI è stato calcolato su ciascun bacino mediando i valori delle celle che ricadevano nello stesso per il periodo compreso tra il Gennaio 1959 ed il Dicembre 2006. Per ciascun bacino la corrispondente serie del GRI è stata confrontata con quelle relative all'indice SPI (McKee *et al.*, 1993) stimate per valori di pioggia cumulata pari a 6, 12 e 24 mesi. In tutti i casi la media e la deviazione standard sono state stimate considerando campioni di almeno 35 anni.

3.1 Auto-correlazione degli indici

Un'analisi sulle caratteristiche di auto-correlazione del GRI e dell'SPI cumulato a 6, 12 e 24 mesi rispetto ai valori di 1, 2 e 3 mesi precedenti è stata condotta su ciascuno dei tre bacini considerati. I risultati hanno mostrato che, al contrario del GRI, l'SPI presenta un comportamento molto simile per i tre bacini poiché questi, essendo abbastanza vicini tra loro, sono stati interessati da eventi meteorici sostanzialmente analoghi. I valori di auto-correlazione per l'SPI sono risultati minori per le scale temporali più basse e per valori crescenti del lag. Le correlazioni più alte si hanno nei mesi estivi specialmente per le scale temporali maggiori. Correlazioni ancora più alte si hanno, sempre per i mesi estivi, nel caso del GRI con valori prossimi ad 1 (Fig. 2).

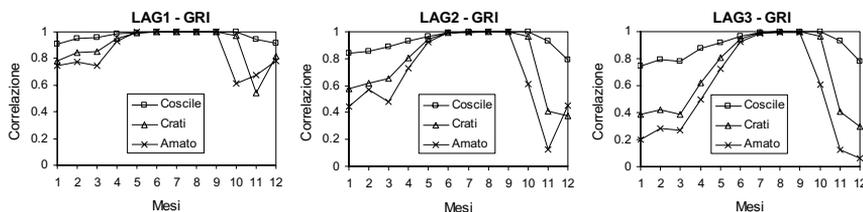


Figura 2. Auto-correlazione dell'indice GRI per i tre bacini considerati.

Ciò è dovuto principalmente al fatto che il serbatoio sotterraneo di solito cessa di essere riempito alla fine della stagione invernale per poi svuotarsi con un andamento graduale nella stagione estiva (aprile-settembre). Diversamente, nei mesi invernali (ottobre-marzo) l'indice GRI appare sensibilmente influenzato dalle piogge abbondanti che si verificano sui bacini, con correlazioni più basse man mano che si passa dai bacini più permeabili (Coscile) a quelli impermeabili (Amato). I valori di correlazione molto alti osservati per il GRI durante i mesi estivi suggeriscono la possibilità di utilizzare tale indice come un predittore dello stato della risorsa idrica sotterranea nel periodo secco (maggio-settembre) già a partire dai mesi primaverili (aprile). Analoga potenzialità non è riscontrabile per l'indice SPI, che solo per scale temporali molto alte (24 mesi) mostra un comportamento simile a quello del GRI. A titolo di esempio la figura 3 evidenzia per il bacino del Fiume Crati le correlazioni fra i valori stimati nel mese di aprile ed i valori medi nel periodo maggio-settembre sia per il GRI sia per l'SPI a diverse scale temporali. Il GRI mostra i valori di correlazione più alti, confrontabili solo con l'SPI a 24 mesi.

3.2 Analisi spettrale

Per approfondire l'analisi comparata dei due indici le serie storiche dei GRI e degli SPI sono state sottoposte ad un'analisi spettrale secondo quanto suggerito da Guttman (1998). Attraverso una trasformata finita di Fourier le serie sono state decomposte e

“lisciate” con una finestra spettrale alla Hanning, caratterizzata da una larghezza della banda pari al doppio della radice cubica del numero di dati presenti nelle serie, al fine di determinare la corrispondente densità spettrale.

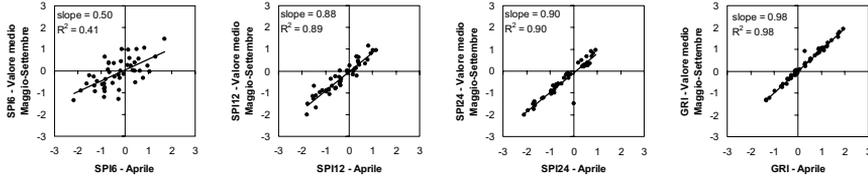


Figura 3. Correlazioni degli indici GRI e SPI (6, 12 e 24 mesi) fra i valori stimati nel mese di aprile ed i valori medi nel periodo maggio-settembre.

La figura 4 mostra i risultati ottenuti, da cui è possibile riscontrare un andamento della densità spettrale del GRI diverso a seconda del bacino considerato: nel caso del bacino calcareo del Coscile, caratterizzato da un’alta capacità nel produrre deflusso perenne, si osserva un comportamento del GRI simile a quello dell’SPI a 24 mesi; nel caso del Crati, caratterizzato da una capacità media nel produrre deflusso perenne, l’andamento del GRI è confrontabile con quello dell’SPI a 12 mesi; infine, nel caso del bacino impermeabile dell’Amato, caratterizzato da una capacità bassa nel produrre deflusso perenne, l’andamento del GRI è molto simile a quello dell’SPI a 6 mesi. Da tali confronti appare evidente la maggiore flessibilità dell’indice GRI, capace di tener conto delle caratteristiche geo-litologiche dei bacini analizzati, mentre l’indice SPI ha un comportamento che non cambia da un bacino all’altro, proprio perchè si basa solo sui valori assunti dalle precipitazioni. Quindi, mentre il GRI è direttamente applicabile l’SPI richiede ulteriori analisi per stabilire la scala temporale più idonea a descrivere le condizioni di siccità di un bacino.

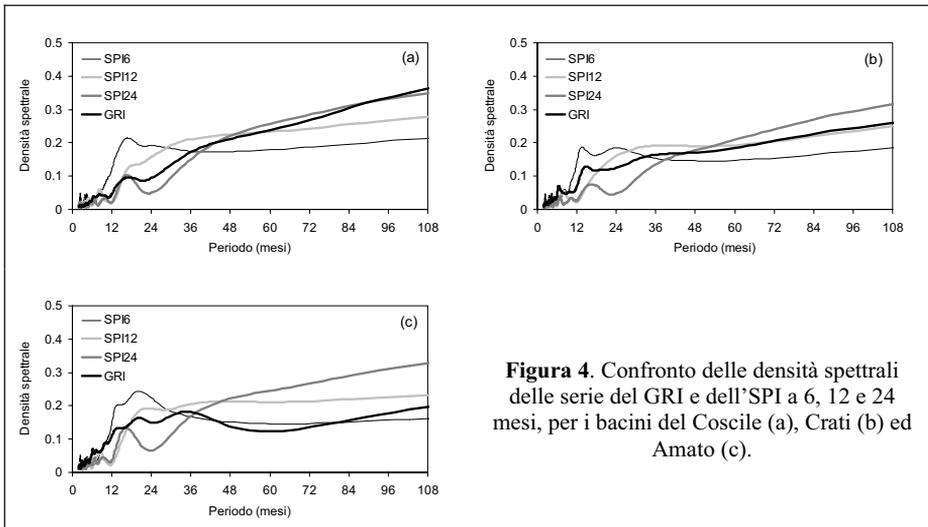


Figura 4. Confronto delle densità spettrali delle serie del GRI e dell’SPI a 6, 12 e 24 mesi, per i bacini del Coscile (a), Crati (b) ed Amato (c).

3.3 Uso del GRI per il preannuncio della siccità

Le aree della Calabria che storicamente risultano più interessate dalla siccità sono quelle posizionate ad est della regione. Più specificatamente, quelle a nord-est sono di particolare interesse socio-economico per la presenza della Piana di Sibari, che costituisce la più importante zona agricola calabrese (Fig. 1). Su questa zona per il periodo 1959-2006 sono state calcolate le serie storiche del GRI e dell'SPI a 6, 12 e 24 mesi, che risultano caratterizzate da un andamento periodico, con valori minimi a cavallo degli anni 1968, 1976, 1982, 1990 e, dopo un periodo di siccità più prolungato, attorno al 2002. L'andamento è inoltre caratterizzato da un trend negativo, che rende i minimi sempre più bassi. Poiché sulla zona considerata non si dispone di osservazioni dirette di livelli freaticometrici, si è fatto riferimento alle informazioni cronachistiche disponibili, unitamente alle dichiarazioni nazionali e regionali di "calamità naturale" per effetto della siccità. Le condizioni peggiori osservate "ufficialmente" sul territorio calabrese sono risultate quelle estive nei periodi 1988, 1989, 1990, 1992, 2000, 2001 e 2002. Per questi periodi si sono confrontati i valori degli indici assunti durante il mese di aprile con un set ampio di valori soglia (variabili da -0.2 a -0.8), al fine di valutare la capacità dei vari indici di preannunciare le criticità estive sulla base del numero di mancati e falsi allarmi. È facile osservare che per tutti i valori soglia considerati le prestazioni del GRI sono sempre le migliori (Fig. 5). Da rilevare infine il comportamento dell'SPI a 24 mesi, che in molti casi ha attivato la condizione di allerta un anno dopo l'insorgere del fenomeno siccitoso.

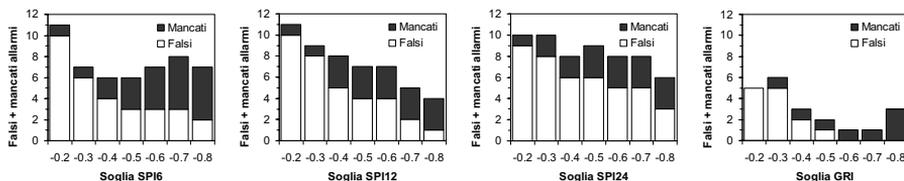


Figura 5. Numero di falsi e mancati allarmi forniti dagli indici GRI e SPI (6, 12 e 24 mesi) per il preannuncio delle criticità estive a partire dal mese di aprile.

4 CONCLUSIONI

La possibilità di fronteggiare in modo efficace l'insorgere di fenomeni siccitosi dipende dalla capacità che ha un sistema di preannuncio di fornire con ampio anticipo informazioni circa l'inizio e l'intensità dell'evento estremo. L'efficienza di tali sistemi è fortemente influenzata dagli indici utilizzati per prevedere la siccità che, in particolare, devono tenere in conto ed integrare aspetti di natura meteorologica, agricola ed idrologica.

L'indice GRI proposto in questa nota sembra soddisfare questi livelli di integrazione poiché, essendo derivato da un modello di bilancio idrologico distribuito, esso contiene informazioni circa la distribuzione spaziale delle forzanti climatiche, l'eterogeneità del suolo e la struttura geo-litologica del sottosuolo. Il modello di bilancio è stato messo a punto sull'intero territorio calabrese considerando 2712 valori mensili di deflussi osservati, con buone prestazioni caratterizzate da un coefficiente di correlazione di 0.86.

La buona capacità di preannunciare le situazioni critiche estive, già a partire dai primi mesi primaverili, è una delle caratteristiche più interessanti mostrate dal GRI, che

in tutti i casi osservati è risultato più affidabile rispetto ad altri indici sintetici comunemente usati, quale lo Standardized Precipitation Index. In relazione a questo ultimo, il GRI non richiede preventive analisi circa la scala temporale più idonea per identificare singoli aspetti della siccità. Le analisi spettrali condotte su tre bacini calabresi hanno messo in luce la particolare sensibilità del GRI ad interpretare correttamente le differenti caratteristiche dei complessi idrogeologici considerati. Infine, l'indice proposto oltre a mostrare un'alta variabilità spaziale che ne incrementa il contenuto informativo risulta, rispetto ad altri indici idrologici spazialmente distribuiti, molto semplice da determinare per effetto della non complessa struttura del modello di bilancio regionale da cui è stato derivato.

BIBLIOGRAFIA

- American Meteorological Society. Meteorological drought – Policy statement, *Bull. Amer. Meteor. Soc.*, 1997, 78, pp. 847-849.
- ARSSA. I suoli della Calabria: Carta dei Suoli in scala 1:250000 della Regione Calabria, Agenzia Regionale per lo Sviluppo e per i Servizi in Agricoltura Calabria, Cosenza, Italy, 2003.
- Casadei, S. Analisi dell'indice del deflusso di base (BFI) di alcuni bacini dell'Italia Centrale, *Idrotecnica*, 1995, 3, pp. 177-191.
- European Environmental Agency - European Topic Center-Terrestrial Environment. CORINE land cover update. I&CLC2000 project. Technical Guidelines. European Environmental Agency; 2002.
- Guttman, N.B. Comparing the Palmer Drought Index and the Standardized Precipitation Index, *J. Am. Water Res. Assoc.*, 1998, 34(1), pp. 113-121.
- L'Vovich, M.I. Hydrologic budget of continents and estimate of the balance of global fresh water resources, *Soviet Hydrology*, 1972, 4, pp. 349-360.
- McKee, T.B., Doesken, N.J. & Kleist, J. The relationship of drought frequency and duration to time scales, *Proceedings of the 8th Conference on Applied Climatology*, American Meteorological Society, Anaheim, CA, Boston, MA, 1993, pp. 179-184.
- Mendicino, G., Senatore, A. & Versace, P. I deflussi minimi annuali, stagionali e di magra nei corsi d'acqua calabresi, *Atti del 25° Corso di Aggiornamento in Tecniche per la Difesa dall'Inquinamento*, ed. G. Frega, BIOS, Cosenza, 2005, pp. 89-117.
- Mendicino, G. & Versace, P. Integrated Drought Watch System: A Case Study in Southern Italy, *Water Resour. Manage.*, 2007, 21, pp. 1409-1428.
- Moore, I.D., Norton, T.W. & Williams, J.E. Modelling environmental heterogeneity in forested landscapes, *J. Hydrol.*, 1993, 150, pp. 717-747.
- Narasimhan, B. & Srinivasan, R. Development and evaluation of Soil Moisture Deficit Index (SMDI) and Evapotranspiration Deficit Index (ETDI) for agricultural drought monitoring, *Agric. For. Meteorol.*, 2005, 133, pp. 69-88.
- Ntale, H.K. & Gan, T.H. Drought indices and their application to East Africa, *Int. J. Climatol.*, 2003, 23, pp. 1335-1357.
- Palmer, W.C. Meteorological drought, Research Paper 45, U.S. Department of Commerce, Weather Bureau, Washington, DC, 1965.
- Priestley, C.H.B. & Taylor, R.J. On the assessment of the surface heat flux and evaporation using large-scale parameters, *Monthly Weather Review*, 1972, 100, pp. 81-92.
- Szalai, S. & Szinell, C. Comparison of two drought indices for drought monitoring in Hungary - a case study, *Drought and Drought Mitigation in Europe*, ed. J.V. Vogt & F. Somma, Kluwer, Dordrecht, 2000, pp. 161-166.

VALUTAZIONE DELL'INCERTEZZA NELLA PREVISIONE DELLE PIENE UTILIZZANDO L'HYDROLOGIC UNCERTAINTY PROCESSOR

D. Biondi¹, P. Versace¹ & B. Sirangelo¹

(1) Dipartimento di Difesa del Suolo "V. Marone", Università della Calabria, Arcavacata di Rende (CS), 87036, ITALIA

SOMMARIO

La memoria illustra i risultati ottenuti dall'applicazione del processore HUP per la stima dell'incertezza idrologica proposto da Krzysztofowicz. Il sistema è stato adattato alla previsione a breve termine della portata in un piccolo bacino calabrese, introducendo un ulteriore condizionamento delle distribuzioni rispetto al valore della pioggia prevista.

1 INTRODUZIONE

Il tema della valutazione dell'incertezza nella modellazione idrologica ha riscosso negli ultimi anni un grande interesse nella comunità scientifica e anche nelle strutture decisionali della pubblica amministrazione. Associare alla previsione deterministica una stima in termini probabilistici dell'accuratezza dell'uscita del modello è un requisito essenziale specie nel caso di gestione delle emergenze.

Le tecniche proposte nella letteratura per la stima dell'incertezza sono numerose. Un tentativo di classificazione dei principali metodi presenti, è stata recentemente proposta da Montanari (2007), che distingue: metodi analitici approssimati (Melching, 1995), tecniche basate sull'analisi statistica degli errori (Montanari & Brath, 2004), metodi di campionamento o di analisi di sensitività (Beven & Binley, 1992), metodi non probabilistici (approccio fuzzy, teoria della possibilità) (Zadeh, 2005).

Alla seconda categoria può essere ricondotto l'approccio proposto nel 1999 da Krzysztofowicz. Esso consiste in una struttura metodologica basata sull'inferenza bayesiana, denominata Bayesian Forecasting System (BFS), per la stima dell'incertezza totale della previsione di una grandezza idrologica utilizzando un qualsiasi modello deterministico. L'impostazione, già presente in lavori precedenti e ripresa ed approfondita in diverse pubblicazioni successive (tra cui Krzysztofowicz & Kelly, 2000; Krzysztofowicz & Herr, 2001; Krzysztofowicz, 2002; Maranzano & Krzysztofowicz, 2004), appare molto interessante in quanto il metodo sembra, robusto e capace di tener conto in modo esplicito dei diversi fattori che concorrono a determinare l'incertezza.

Nell'applicazione della teoria ad un sistema di preannuncio in tempo reale del livello idrometrico, Krzysztofowicz assume l'incertezza nella precipitazione prevista in ingresso al modello afflussi-deflussi quale principale sorgente di errore nella previsione, e distingue due componenti strutturali. Un primo processore PUP (Precipitation Uncertainty Processor) quantifica l'incertezza associata alla previsione della

precipitazione nella risposta del modello considerato non affetto da errori; un secondo processore HUP (Hydrologic Uncertainty Processor) stima l'incertezza idrologica considerando tutte le altre fonti di errore non connesse alla previsione dell'input pluviometrico: la struttura del modello, la stima dei parametri, la stima degli altri ingressi, gli errori di misura delle quantità fisiche; infine, un integratore (INT) combina i due contributi per stimare l'incertezza totale.

Questa memoria si propone di valutare l'applicabilità del processore HUP, opportunamente modificato, nella stima dell'incertezza connessa alla previsione delle piene effettuata con il modello afflussi-deflussi RISE in un piccolo bacino calabrese.

2 CASO DI STUDIO E MODELLO IDROLOGICO

Il bacino idrografico considerato per le elaborazioni è quello del torrente Turbolo, affluente del fiume Crati, di area pari a circa 29 km².

Il modello idrologico RISE (Runoff by Infiltration and Saturation Excess), utilizzato per la previsione della portata di piena è di tipo distribuito. Esso adotta nella descrizione dei processi coinvolti nella formazione del deflusso sia schemi concettuali sia schemi fisicamente basati. Una descrizione dettagliata del modello è riportata in *Versace et al.* (2004), in questa sede si ci limita a richiamare le caratteristiche essenziali.

La struttura del modello prevede due moduli che descrivono i meccanismi con cui si attuano, rispettivamente, la generazione del deflusso superficiale ed il suo trasferimento alla sezione di chiusura. Il modulo di generazione del deflusso, in particolare, permette di valutare: il deflusso superficiale prodotto con il classico meccanismo hortoniano, quello dovuto alla saturazione del terreno dal basso (incluso il contributo del return flow), nonché l'apporto sub-superficiale. Rispetto alla formulazione originale, in questa applicazione è stato introdotto un modulo per il calcolo dell'evapotraspirazione che consente di effettuare simulazioni in continuo anche nel periodo secco. L'ingresso e i parametri, stimati in precedenti studi, sono stati considerati spazialmente uniformi.

I dati disponibili per il bacino del Turbolo sono le osservazioni di pioggia, temperatura e portata, con passo temporale pari 20 minuti, dal 2000 al 2005. Le analisi svolte fanno, però, riferimento ad un periodo limitato ai mesi di gennaio, febbraio, marzo, novembre e dicembre, in cui sono concentrati gli eventi più gravosi e per i quali appare lecito ipotizzare che i parametri e le distribuzioni dell'HUP siano invarianti.

Nella calibrazione del processore sono state considerate solo le portate superiori ad un valore di riferimento, individuato in 0.5 m³/s, al di sotto del quale gli errori nelle registrazioni inficiano le stime. Tale assunzione è comunque coerente con l'obiettivo del sistema che è finalizzato alla previsione delle piene. Nel seguito, pertanto, si farà riferimento all'analisi delle distribuzioni delle eccedenze rispetto a tale valore soglia.

3 HYDROLOGIC UNCERTAINTY PROCESSOR

Come è noto, il processore HUP, e del resto l'intera impostazione del BFS, si basa su un approccio di tipo bayesiano, il cui schema logico è in sintesi di seguito descritto con riferimento alla previsione della portata nella sezione di un corso d'acqua.

Indicata con H la risposta del sistema naturale e con S la stima effettuata dal modello, la distribuzione di probabilità a posteriori di H , necessaria per la stima dell'incertezza, si ottiene:

- assumendo una distribuzione a priori stimata sulla sola serie storica di dati osservati;
- correggendo tale distribuzione con una funzione di verosimiglianza determinata dal confronto tra i dati noti del sistema naturale e le corrispondenti risposte simulate dal modello in un "esperimento" in cui l'input pluviometrico considerato è "perfetto".

In particolare nella costruzione del processore, è stato ipotizzato di disporre ad ogni ora di una nuova previsione della precipitazione oraria successiva. Con t_0 si è indicato l'istante in cui si effettua la previsione, ossia l'ultimo per il quale sono disponibili osservazioni, e con t_n ($n = 1, \dots, N$) gli istanti per i quali si effettua la previsione. L'intervallo $\Delta = t_n - t_{n-1}$ è costante e pari ad un'ora. L'orizzonte di anticipo della previsione effettuata a t_0 per l'istante t_n è quindi pari a $n\Delta$, e per indicarlo si utilizzerà l'indice n . N è stato fissato pari a tre ore in base all'orizzonte temporale di previsione della piogge e del tempo di corrivazione del bacino, pari a circa due ore.

Nell'applicazione del processore è necessario, quindi, distinguere tre diverse variabili H_n e tre diverse variabili S_n con $n=1,2,3$, riferite ciascuna a un determinato tempo di previsione. In modo del tutto analogo dovranno essere distinte, per $n=1,2,3$, le diverse distribuzioni di probabilità considerate.

Per quanto riguarda le forme funzionali della distribuzione a priori e della funzione di verosimiglianza sono state verificate diverse ipotesi. Secondo quanto proposto in Maranzano & Krzysztofowicz (2004) si è ridotto il condizionamento delle funzioni al minimo necessario per catturare la struttura di dipendenza empirica tra le variabili.

Nello specifico, la modellazione a priori del processo delle portate osservate H_n all'istante n è stata realizzata con un processo markoviano di ordine 1.

Nella stima della funzione di verosimiglianza, invece, la dipendenza tra il dato osservato h_n e la stima s_n fornita dal modello all'istante t_0 , è risultata di ordine 1 e condizionata al valore di portata h_0 osservato all'istante di previsione.

La relazione generale utilizzata per descrivere la densità a posteriori di H_n all'interno del processore HUP è la seguente:

$$\phi_n(h_n | s_n, h_0) = \frac{f_n(s_n | h_n, h_0) g_n(h_n | h_0)}{k_n(s_n | h_0)} \quad (1)$$

dove

- $g_n(h_n | h_0)$ esprime l'incertezza a priori, che si può ottenere sviluppando l'ipotizzato processo markoviano;
- $f_n(s_n | h_n, h_0)$, per una fissata realizzazione s_n , è la funzione di verosimiglianza di H_n ;
- $k_n(s_n | h_0)$ è un fattore normalizzante.

Per la stima delle distribuzioni è stato adottato l'approccio meta-gaussiano (Krzysztofowicz & Kelly, 2000) che presenta il vantaggio di poter trattare una forma analitica chiusa delle distribuzioni di probabilità a posteriori. La strategia consiste nel trasformare le variabili H_n ed S_n , in variabili normalmente distribuite, e nell'assumere la dipendenza stocastica tra le variabili nello spazio trasformato rappresentata tramite un modello di regressione lineare. Le distribuzioni a posteriori possono essere derivate secondo la teoria delle distribuzioni di variabili normali coniugate e modellate semplicemente a partire dalle distribuzioni marginali delle variabili di partenza e dai parametri di dipendenza dei modelli di regressione. I risultati alla fine sono riportati nello spazio originale nel quale le distribuzioni a posteriori sono, quindi, delle distribuzioni meta-gaussiane.

Nella formulazione originale del processore le funzioni g_n, f_n, ϕ_n dipendono dalla previsione solo dell'occorrenza o meno di precipitazioni nell'ora successiva all'istante t_0 . In questo lavoro, invece, il condizionamento delle distribuzioni di probabilità avviene in base al valore previsto per la precipitazione P_j nell'ora successiva a quella corrente. In particolare, si distinguono tre casi, indicati con un diverso valore dell'indicatore di pioggia V : $V=0 \leftrightarrow P_j=0$; $V=1 \leftrightarrow 0 \leq P_j \leq 2$ mm; $V=2 \leftrightarrow P_j > 2$ mm.

Il processore HUP è, quindi, costituito da tre rami, ognuno dei quali fondato sul processore di revisione bayesiana, con distribuzioni di probabilità a priori, di verosimiglianza e a posteriori condizionate rispetto a V . Considerando le possibili combinazioni tra i valori di V e i valori di n si ottengono, pertanto, nove diverse funzioni di densità di probabilità per ciascuna delle funzioni considerate (g, f, ϕ).

E' importante sottolineare che nelle simulazioni si assume come valore di pioggia della prima ora quello effettivamente misurato, e, in accordo con *Krzysztofowicz*, un valore nullo nelle ore successive. Inoltre, l'unità temporale di calcolo del modello idrologico ha un passo di 20 minuti, diverso da quello della previsione, e utilizza l'informazione pluviometrica con questa discretizzazione temporale.

4 CALIBRAZIONE DEL PROCESSORE BAYESIANO

4.1 Stima delle distribuzioni a priori

A partire dai dati storici selezionati, ogni ora si è considerata una realizzazione ($v; h_0^*, h_1^*, h_2^*, h_3^*$), in cui l'asterisco indica l'eccedenza della portata osservata rispetto al valore soglia definito. Il campione è stato, quindi, suddiviso rispetto all'indicatore della precipitazione, $v \in \{0,1,2\}$, e per ciascun n l'appropriato sotto campione $\{h_{nv}^*\}$ è stato utilizzato per la stima delle distribuzioni marginali a priori Γ_{nv} delle H_{nv}^* .

Tra le distribuzioni parametriche testate quella che meglio riproduce le distribuzioni empiriche è stata la Kritskii-Menkel, nota anche come distribuzione Gamma-Potenza, dotata di una forma analitica facilmente integrabile nelle procedure di calcolo. La tabella 1 riporta i valori delle statistiche dei campioni e dei parametri delle distribuzioni.

I risultati forniscono spunti di considerazione riguardo l'utilizzo del condizionamento rispetto al valore della precipitazione come predittore della portata nelle ore successive all'istante di previsione. L'effetto è in alcuni casi sistematico.

Nei casi $V=1$ e $V=2$ il valore medio della portata è maggiore del valore medio non condizionato ($2.37 \text{ m}^3/\text{s}$), mentre è inferiore nell'ipotesi $V=0$. Il condizionamento è in parte sufficiente a discriminare il campione in portate crescenti e decrescenti consentendo di catturare la non stazionarietà e la dipendenza dell'incertezza dal valore della precipitazione: il caso $V=0$ favorisce probabilisticamente una portata decrescente nelle ore successive fino ad $n=2$; l'ipotesi $V=2$, invece, favorisce, nello stesso orizzonte temporale, una portata crescente. L'incertezza misurata dalla deviazione standard è sensibilmente minore sotto l'ipotesi $V=0$ rispetto alle altre due alternative.

Individuate le distribuzioni marginali a priori si è proceduto alla stima dei coefficienti di correlazione delle variabili trasformate attraverso l'applicazione del quantile normale standard $W_n^* = Q^{-1}(\Gamma_{nv}^*(H_n^*))$. Le coppie (w_{n-1}^*, w_n^*) corrispondenti a due realizzazioni consecutive sono state utilizzate per la stima dei coefficienti di correlazione c_{nv} di lag 1

per $n = 1,2,3$, (nella Tabella 1 confrontati con i corrispondenti r_{nv} ottenuti nello spazio non trasformato), che caratterizzano il modello lineare:

$$W_n^* = c_{nv} W_{n-1}^* + E_{nv} \quad (2)$$

dove E_{nv} è una variabile stocasticamente indipendente da W_{n-1}^* e distribuita con legge Normale, media nulla e varianza $1 - c_{nv}^2$.

Precipitazione	n	Campione		Parametri distribuzione KM			Correlazione	
		Media	S.D.	α	β	θ	r_{nv}	c_{nv}
$V=0$	0	1.02	1.70	0.41	0.94	0.40		
(365 dati)	1	0.77	0.92	0.41	1.01	0.69	0.92	0.98
	2	0.69	0.99	0.46	1.03	0.67	0.74	0.95
	3	0.76	1.61	0.38	0.64	0.70	0.67	0.93
$V=1$	0	3.32	4.32	0.83	0.84	0.27		
(209 dati)	1	2.88	3.29	0.87	0.94	0.31	0.82	0.90
	2	2.63	3.22	0.79	0.87	0.33	0.78	0.89
	3	2.40	3.13	0.84	0.84	0.38	0.88	0.92
$V=2$	0	5.57	6.53	0.24	1.84	0.06		
(92 dati)	1	7.51	7.22	0.33	1.95	0.05	0.83	0.83
	2	7.63	6.99	0.34	1.96	0.06	0.79	0.82
	3	6.72	6.61	0.4	1.62	0.07	0.78	0.84

Tabella 1. Distribuzioni a priori delle eccedenze della portata osservata rispetto al valore soglia ($0.5 \text{ m}^3/\text{s}$).

I diagrammi a dispersione delle coppie di dati nello spazio trasformato, per motivi di spazio qui non mostrati, evidenziano un ridotto effetto della non linearità ed eteroscedasticità nella dipendenza tra le due variabili rilevate per i dati non trasformati. Anche le ipotesi sui residui della relazione (2) sono state verificate con gli opportuni test, che per brevità, qui, non sono illustrati.

4.2 Stima delle funzioni di verosimiglianza

Le statistiche dei valori simulati con il modello RISE nel periodo di analisi sono mostrate nella Tabella 2. Le performance del modello, confrontate con i dati della Tabella 1, dipendono dall'occorrenza della precipitazione e dall'anticipo della previsione: i) nei casi $V=0$ e $V=1$ il modello, in media, inizialmente sovrastima la portata con una deviazione standard superiore a quella del processo osservato che va riducendosi con n ; ii) per $V=2$ il modello, invece, sottostima il dato osservato nella media e nella deviazione standard. Quest'ultimo risultato può essere attribuito all'ipotesi di pioggia nulla negli istanti $n=2,3$ per i quali, infatti, si ha il maggiore scostamento rispetto alla portata osservata. E' importante sottolineare che, con queste ipotesi, nella componente idrologica finisce per essere inclusa anche l'incertezza associata alla precipitazione non prevista oltre la prima ora.

La distribuzione adattata alle eccedenze delle portate simulate coincide con la Kritskii-Menkel già utilizzata per i dati osservati ed i cui parametri sono riportati nella

tabella 2. Ogni realizzazione $(v; s_1^*, s_2^*, s_3^*; h_0^*, h_1^*, h_2^*, h_3^*)$ è trasformata nella corrispondente $(v; x_1^*, x_2^*, x_3^*; w_0^*, w_1^*, w_2^*, w_3^*)$ per la stima dei parametri (riportati nella Tabella 2) della regressione lineare:

$$X_n^* = a_{nv}W_n^* + d_{nv}W_0^* + b_{nv} + \Theta_{nv} \quad (3)$$

in cui Θ_{nv} è una variabile indipendente dalle altre, Normalmente distribuita con media zero e varianza σ_{nv}^2 .

Precipitazione	n	Campione		Parametri distribuzione KM			a_{nv}	d_{nv}	b_{nv}	σ_{nv}^2
		Media	S.D.	α	β	θ				
V=0	1	0.92	2.08	0.63	0.60	0.86	0.07	0.73	0.14	0.17
	2	0.68	1.42	0.60	0.70	0.89	0.14	0.66	0.05	0.20
	3	0.53	1.05	0.47	0.73	0.99	0.16	0.58	0.16	0.20
V=1	1	3.61	5.76	1.10	0.82	0.25	0.44	0.48	-0.17	0.33
	2	2.35	4.19	0.83	0.94	0.23	0.32	0.58	-0.22	0.36
	3	1.65	2.96	0.78	0.99	0.30	0.20	0.69	-0.32	0.47
V=2	1	6.42	6.93	0.72	1.06	0.11	0.42	0.41	0.03	0.19
	2	3.92	6.20	0.43	1.31	0.08	0.33	0.50	0.01	0.23
	3	2.50	4.18	0.39	1.33	0.12	0.18	0.67	-0.09	0.30

Tabella 2. Statistiche delle eccedenze della portata simulata rispetto al valore soglia (0.5 m³/s), parametri delle distribuzioni marginali, e parametri delle funzioni di verosimiglianza.

L'aver osservato $a_{nv} \neq 1$ e $\sigma_{nv}^2 \neq 0$ conferma la presenza di incertezza che risulta dipendente dal condizionamento e non stazionaria: i) $a_{nv} > a_{n0}$ per $V=1$ e $V=2$; ii) σ_{nv}^2 è maggiore per $V=1$ e nei casi $V=1$ e $V=2$ cresce all'aumentare di n ; iii) la dipendenza tra S_n^* ed H_0^* , condizionata al verificarsi di $H_n^* = h_n^*$, si osserva in tutti i casi ($d_{nv} \neq 0$).

Dall'analisi dei coefficienti di regressione si evince che il modello stima più efficacemente la portata osservata nei casi $V=1$ e $V=2$, anche per effetto della funzione obiettivo adottata nella stima dei parametri (Versace et al., 2004), che attribuisce un peso maggiore alle portate più elevate rispetto al valore medio osservato.

I risultati migliori si hanno per $n=1$, intervallo che coincide con l'orizzonte di previsione delle piogge: il coefficiente di determinazione R^2 della relazione (3) raggiunge in questo caso i valori più elevati per $V=2$ ($R^2=0.71$) rispetto a $V=0$ ($R^2=0.62$) e $V=1$ ($R^2=0.67$). Negli istanti successivi, in cui la pioggia è considerata nulla, aumenta l'incertezza, e si riduce la dipendenza con le portate osservate.

4.3 Illustrazione dell'output del processore

Per mostrare le variazioni che può subire la distribuzione a priori per effetto dell'applicazione della procedura fin qui descritta, la Figura 1 riporta, a titolo di esempio, il confronto tra densità a priori e a posteriori di H_n^* , ipotizzando valori della portata stimata dal modello (2 m³/s e 15 m³/s) significativamente diversi da quello

corrente ($4 \text{ m}^3/\text{s}$). Il confronto riguarda la previsione della portata nell'istante $n=1$ e i tre diversi valori di V . I risultati consentono di valutare gli effetti del modello idrologico sull'incertezza associata alla previsione. Quanto ottenuto nell'ipotesi $V=0$ illustra una condizione limite: le distribuzioni a posteriori ottenute con i due diversi valori di s_{1V}^* , coincidono con quella a priori, in entrambi i casi per effetto della scarsa informazione che il dato simulato aggiunge sulla previsione della portata quando $V=0$. Nelle condizioni $V=1$ e $V=2$ la correzione della distribuzione a priori per effetto della previsione del modello è più evidente.

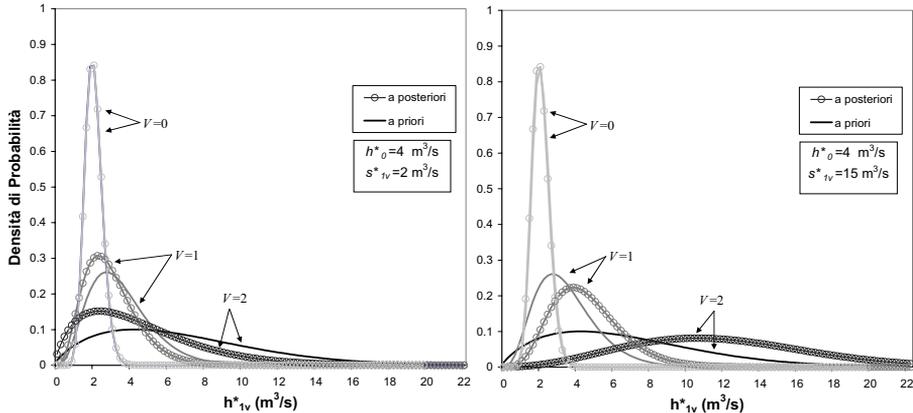


Figura 1. Andamento delle distribuzioni a priori ed a posteriori di H_n^* per $n=1$.

5 APPLICAZIONE IN TEMPO REALE

Nelle figure 2a e 2b, sono sinteticamente mostrati i risultati ottenuti nella simulazione in tempo reale di 4 eventi, in cui al modello ogni 20 minuti sono state fornite in ingresso le precipitazioni misurate nell'ora successiva. Le portate osservate sono confrontate rispettivamente con i valori medi delle distribuzioni a priori e a posteriori, ricavati con l'anticipo di un'ora. Il simbolo pieno evidenzia i dati risultati al di fuori delle fasce di confidenza al 90% delle distribuzioni. I valori di portata previsti sono più vicini alla bisettrice e disposti in maniera più simmetrica nella distribuzione a posteriori, rispetto al caso a priori in cui si osserva spesso una sottostima della portata. Il valore del MSE si riduce da 7.76 a 4.78. Passando dalla distribuzione a priori a quella a posteriori, inoltre, su 252 dati, la percentuale di valori che ricade al di fuori delle fasce di confidenza passa dal 9% al 6%.

6 CONCLUSIONI

La memoria illustra i risultati dell'applicazione del processore HUP per valutare l'incertezza nella previsione della portata di piena in un piccolo bacino calabrese. L'approccio presentato condiziona la valutazione dell'incertezza idrologica rispetto a tre ipotesi di valore della precipitazione nell'ora successiva all'istante di previsione.

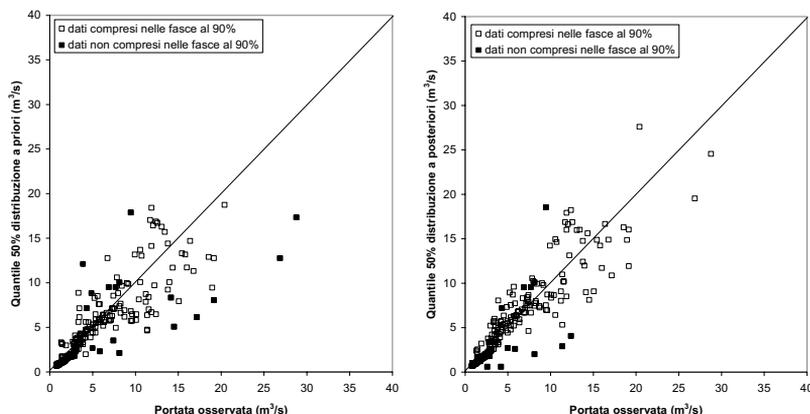


Figura 2. Confronto dati osservati e valori mediani delle distribuzioni a priori (a) e a posteriori (b) per $n=1$.

Dall'analisi delle distribuzioni a posteriori del valore di portata si osserva che l'incertezza cresce con il valore di portata previsto dal modello, è maggiore nel caso in cui si prevede precipitazione nell'ora successiva all'istante di previsione, aumenta con l'anticipo considerato, anche per effetto dell'ipotesi di pioggia nulla oltre l'orizzonte di previsione delle piogge.

BIBLIOGRAFIA

- Beven, K.J. & Bynley, A.M. The Future of Distributed Models: Model Calibration and Predictive Uncertainty, *Hydrological Processes*, 1992, 6, 279-298.
- Krzysztofowicz, R. Bayesian theory of probabilistic forecasting via deterministic hydrologic model, *Water Resources Research*, 1999, 35 (9), 2739-2750.
- Krzysztofowicz, R. & Herr, H. Hydrologic uncertainty processor for probabilistic river stage forecasting: precipitation-dependent model, *Journal of Hydrology*, 2001, 249, 69-85.
- Krzysztofowicz, R. Bayesian system for probabilistic river stage forecasting, *Journal of Hydrology*, 2002, 268, 16-40.
- Krzysztofowicz, R. & Kelly, K.S. Hydrologic uncertainty processor for probabilistic river stage forecasting, *Water Resources Research*, 2000, 36 (11), 3265-3277.
- Maranzano, C.J. & Krzysztofowicz, R. Identification of likelihood and priori dependence structures for hydrologic uncertainty processor, *Journal of Hydrology*, 2004, 290, 1-21.
- Melching, C.S. Computer models of watershed hydrology, *Reliability Estimation*, ed V.P. Singh, Water Resources Publications, Littleton, CO, 1995, pp. 69-118.
- Montanari, A. What do we mean by uncertainty? The need for a consistent wording about uncertainty assessment in hydrology, *Hydrological Processes*, 2007, 21, 841-845.
- Montanari, A. & Brath A. A stochastic approach for assessing the uncertainty of rainfall-runoff simulations, *Water Resources Research*, 2004, 40, 1-11.
- Versace, P., Biondi D. & Sirangelo, B. La generazione dei deflussi nella simulazione delle piene fluviali, *Atti del 29° Convegno di Idraulica e Costruzioni Idrauliche*, Trento, 2004.
- Zadeh, L.A. Toward a generalized theory of uncertainty (GTU)-an outline, *Information Sciences*, 2005, 172, 1-40.

VALIDAZIONE DI UN MODELLO PER L'ANALISI DELLA CIRCOLAZIONE IDRICA NEL SOTTOSUOLO UTILIZZANDO DATI SPERIMENTALI DI CAMPAGNA.

G. Capparelli¹

(1) Dipartimento di Difesa del Suolo "V. Marone", Università della Calabria, Ponte Pietro Bucci
87036 Arcavacata di Rende (CS)

SOMMARIO

Nell'ambito delle attività di ricerca svolte per lo studio della circolazione idrica nei pendii soggetti a rischio di frana, è stato realizzato un modello idrologico-idraulico per l'analisi del deflusso subsuperficiale in strati non omogenei. Basato sull'equazione di Richards, il modello permette di analizzare i fenomeni che avvengono in condizioni non stazionarie e restituisce i contenuti idrici nel sottosuolo e l'andamento delle pressioni neutre per effetto di una forzante pluviometrica, in terreni anche molto complessi per stratigrafia e caratteristiche idrauliche. Nella prima parte della memoria si descrivono il modello e le tecniche risolutive adoperate per la sua implementazione. Successivamente, si riportano i risultati ottenuti dalla validazione sperimentale del modello, condotta grazie ai dati forniti dalla stazione di misura ubicata a Sarno, in Campania, nei terreni piroclastici soggetti a rischio di colate di fango.

1 INTRODUZIONE

Lo studio della circolazione delle acque nel sottosuolo, momento essenziale nella ricostruzione e nella modellazione del ciclo idrologico, risulta di grande utilità anche per affrontare problemi connessi all'agricoltura, alla tutela dei corpi idrici e alla stabilità dei versanti. La letteratura scientifica del settore propone una grande quantità di modelli matematici, che si differenziano per le finalità applicative ed il dominio di indagine considerato, per la schematizzazione e le equazioni di base adottate, per le tecniche risolutive utilizzate (Rathfelder e Abriola, 1994; Simpson e Clement, 2003).

L'obiettivo principale è, in ogni caso, la riproduzione dell'andamento spaziale e temporale dei flussi idrici nel sottosuolo, tenendo conto degli effetti prodotti da altri fenomeni idrologici fondamentali quali le forzanti meteorologiche, i deflussi superficiali e l'evapotraspirazione.

Il modello proposto in questa memoria è basato sulla risoluzione alle differenze finite dell'equazione di Richards ed è finalizzato, prevalentemente, all'analisi della stabilità dei versanti ad elevata pendenza, con copertura di materiale granulare la cui stabilità è assicurata dall'incremento della coesione indotta dalla suzione. È un caso che caratterizza, in particolar modo, le coltri piroclastiche nelle aree della Campania interessate dalla ricaduta di prodotti vulcanici e che è all'origine di terribili tragedie come quella di Vietri sul Mare dell'ottobre 1954 e di Sarno del maggio 1998 (Olivares e

Picarelli, 2003; Versace et al., 2007).

Il modello proposto si candida, pertanto, ad essere il modulo idrologico-idraulico da accoppiare ad un modulo geotecnico per formare un più complessivo ed articolato modello completo di versante (*Cascini & Versace, 1986; Okimura & Nakagawa, 1988; Montgomery & Dietrich, 1994; Iverson, 2000).*

I requisiti generale attribuibili al modello idraulico sono: la capacità di simulare il flusso idrico nel caso di totale e parziale saturazione dei terreni, la capacità di descrivere il fenomeno nel transitorio, l'applicabilità al caso di terreni fortemente eterogenei e di dominio irregolare. Il rispetto di tali requisiti conferisce una flessibilità tale da garantirne la sua utilizzazione in contesti anche molto differenti fra loro, nonché in applicazioni diverse da quelle connesse all'analisi di stabilità dei versanti.

Per la validazione del modello sono stati eseguiti alcuni test, sviluppando casi per i quali è nota da letteratura la soluzione numerica o quella sperimentale (*Vauclin et al, 1979; Paniconi e Putti; 1994*). Sono stati puntualmente riprodotti e simulati il campo di moto, le caratteristiche idrauliche del mezzo, nonché le condizioni al contorno e le condizioni iniziali considerate da questi Autori. Il confronto tra i risultati ottenuti con il modello e quelli proposti nella letteratura è avvenuto con esito soddisfacente (*Capparelli, 2006; Capparelli et al., 2007*).

In questa memoria si descrivono i risultati di un ulteriore test di validazione, effettuato utilizzando i dati di campagna misurati con una rete di tensiometri posizionati nei terreni non saturi in un campo sperimentale, scelto nell'area di Sarno.

Dopo una breve descrizione del modello, nei paragrafi che seguono sono illustrate le caratteristiche della stazione di misura, le elaborazioni effettuate ed i risultati del test.

2 DESCRIZIONE DEL MODELLO

Il modello analizza il moto idrico nel sottosuolo in un dominio spazialmente bidimensionale, definito da stratigrafie irregolari di suoli con caratteristiche idrogeologiche diverse. È basato sull'equazione di Richards, espressa in funzione del carico di suzione ψ per la necessità di analizzare suoli stratificati con presenza di strati saturi e non saturi. Adottando un sistema di riferimento cartesiano ortogonale Oxz , con asse z orientato verso il basso, l'equazione utilizzata è la seguente:

$$\frac{\partial}{\partial x} \left[K(F, \psi) \frac{\partial \psi}{\partial x} \right] + \frac{\partial}{\partial z} \left[K(F, \psi) \left(\frac{\partial \psi}{\partial z} - 1 \right) \right] = C_{su}(F, \psi) \frac{\partial \psi}{\partial t} \quad (1)$$

dove $K(F, \psi)$ è la conducibilità idraulica che per i terreni non saturi è funzione della suzione ψ . Nell'analisi è stata trascurata l'anisotropia del mezzo, ponendo nell'equazione (1) $K_x(F, \psi) = K_z(F, \psi) = K(F, \psi)$ e ciò, essenzialmente, a causa della difficoltà di pervenire ad attendibili misurazioni utili a caratterizzare le diversità tra le funzioni $K_x(F, \psi)$ e $K_z(F, \psi)$. Il simbolo F introdotto è una conveniente rappresentazione dell'eterogeneità spaziale. Più precisamente, $F = F(x, z)$ indica lo strato di appartenenza del generico punto $P(x, z)$. Il coefficiente $C_{su}(F, \psi)$ è stato introdotto per simulare il flusso idrico in un campo di moto che presenti zone non sature

e zone sature, evitando l'uso di algoritmi differenziati, per la risoluzione di equazioni paraboliche in un caso e di equazioni ellittiche nell'altro, modellando in modo unitario sia la capacità capillare specifica $C(F, \psi)$, per la condizione insatura, che il coefficiente di immagazzinamento specifico $S_0(F, \psi)$, per la condizione satura (Paniconi et al., 1991). Più precisamente, ritenendo trascurabili gli effetti legati alla comprimibilità dei granelli solidi e dell'acqua, si pone:

$$C_{SU}(F, \psi) = \begin{cases} C(F, \psi) = \partial\theta/\partial\psi & \text{per mezzo insaturo} \\ S_0(F, \psi) = \rho g n c_m & \text{per mezzo saturo} \end{cases} \quad (2)$$

dove g è l'accelerazione di gravità, ρ è la densità dell'acqua ed c_m indica la comprimibilità della matrice solida del mezzo. I valori assunti da $S_0(F, \psi)$, per ψ negativi, sono ben minori di quelli attinti da $C(F, \psi)$ e quindi inessenziali nel caso di parziale saturazione. Mentre, nelle zone del campo di moto ove si instaurano le condizioni di saturazione, con il conseguente annullamento della capacità capillare specifica $C(F, \psi)$, il ruolo di $S_0(F, \psi)$ diventa apprezzabile, garantendo il mantenimento della natura parabolica dell'equazione (1).

Com'è noto, l'equazione di Richards non ammette soluzioni analitiche, eccezione fatta per i casi in cui si introducano ipotesi semplificative e/o particolari condizioni al contorno (Basha, 1999; Iverson, 2000; Chen et al., 2003). Non mancano, comunque, casi di studio del fenomeno dell'infiltrazione in due o tre dimensioni, definiti da ipotesi meno restrittive circa le caratteristiche idrauliche e fisiche dei terreni coinvolti nel dominio di indagine, per i quali vengono proposte soluzioni di tipo numerico sulla base di modelli matematici, schematizzazioni e procedure risolutive a volte diverse fra loro (van Dam & Feddes, 2000; Hogart & Parlange, 2000; Weeks et al, 2004; Menziani et al., 2007).

Per il modello qui proposto, la discretizzazione spazio-temporale è realizzata seguendo le procedure del metodo alle differenze finite, adottando uno schema di tipo fully implicit mentre la risoluzione è ottenuta con le tecniche iterative del metodo S.O.R. (Wang & Anderson, 1995).

L'equazione (1) ha, dunque, assunto la seguente forma:

$$\begin{aligned} & \frac{1}{\Delta x} \left[K(F, \psi_{i+1/2, j}^{(k+1)}) \left(\frac{\psi_{i+1, j}^{(k+1)} - \psi_{i, j}^{(k+1)}}{\Delta x} \right) - K(F, \psi_{i-1/2, j}^{(k+1)}) \left(\frac{\psi_{i, j}^{(k+1)} - \psi_{i-1, j}^{(k+1)}}{\Delta x} \right) \right] + \\ & \frac{1}{\Delta z} \left[K(F, \psi_{i, j+1/2}^{(k+1)}) \left(\frac{\psi_{i, j+1}^{(k+1)} - \psi_{i, j}^{(k+1)}}{\Delta z} - 1 \right) - K(F, \psi_{i, j-1/2}^{(k+1)}) \left(\frac{\psi_{i, j}^{(k+1)} - \psi_{i, j-1}^{(k+1)}}{\Delta z} - 1 \right) \right] = \\ & C_{SU}(F, \psi_{i, j}^{(k+1)}) \left(\frac{\psi_{i, j}^{(k+1)} - \psi_{i, j}^{(k)}}{\Delta t} \right) \end{aligned} \quad (3)$$

dove i pedici $i \pm 1/2, j$ e $i, j \pm 1/2$ indicano grandezze valutate in corrispondenza delle coordinate spaziali $(x_0 + (i \pm 1/2)\Delta x, z_0 + j\Delta z)$, e $(x_0 + i\Delta x, z_0 + (j \pm 1/2)\Delta z)$, Δt è l'ampiezza della discretizzazione dell'asse temporale, gli apici (k) e $(k+1)$ indicano quantità riferite agli istanti temporali $t = t_0 + k\Delta t$ e $t = t_0 + (k+1)\Delta t$.

3 VALIDAZIONE DEL MODELLO CON DATI SPERIMENTALI DI CAMPAGNA

3.1 Area di studio attrezzata

In collaborazione con il Commissariato di Governo per l'Emergenza Idrogeologica in Campania, è stata avviata una campagna di indagine finalizzata all'approfondimento delle conoscenze idrogeomorfologiche ed idrauliche dei depositi vulcanoclastici che ricoprono le aree di versante del bacino del Tuostolo, nel territorio di Sarno, dove il 5 maggio 1998 si sono verificate disastrose colate di fango.

Nella zona di testata del bacino del Tuostolo è stata installata una stazione, funzionante in telemisura, composta da una rete di tensiometri, di TDR e di equitensiometri. I tensiometri sono già funzionanti, mentre l'installazione degli altri strumenti è in fase di completamento.

Dalle indagini eseguite per definire la stratigrafia dell'area di ubicazione della stazione, sono stati individuati i seguenti depositi (fig.1): suolo vegetale, deposito di pomici dell'eruzione del 1631 d.C., suolo sepolto (paleosuolo) con pomici rimaneggiate e rare scorie vulcaniche, deposito di pomici dell'eruzione del 472 d.C., suolo sepolto (paleosuolo) con pomici rimaneggiate dell'eruzione di Avellino, regolite di alterazione del substrato carbonatici, per uno sviluppo verticale complessivo di circa 2.30 metri.

La stazione è stata ubicata ad una quota di 765 m, a monte di una strada e comprende tensiometri del tipo "jet fill", un sistema di acquisizione e di trasmissione dati a distanza ed in tempo reale. I tensiometri trasmettono i valori di suzione ogni 10 minuti e sono stati posizionati a tre diverse profondità, 0.35, 1.00 e 1.70 m dal piano di campagna, rispettivamente nel suolo vegetale e nei due paleosuoli.

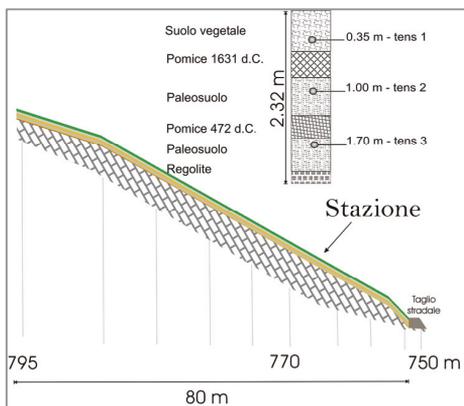


Figura 1. Sezione longitudinale passante per la stazione di misura

3.2 Applicazione del modello al caso di studio

Per l'applicazione del modello è stato ricostruito il dominio di indagine, riproducendo il profilo topografico e la sequenza degli strati rilevati dalle indagini in campo. Le caratteristiche idrauliche dei terreni sono state stimate grazie a prove di laboratorio eseguite presso il DIG dell'Università Federico II, dalle quali è stato possibile definire anche le curve caratteristiche per le variazioni del contenuto d'acqua θ e del coefficiente di permeabilità K in funzione della suzione ψ . I dati campionari sono stati interpolati utilizzando la curva di Van Genuchten & Nielsen (1985).

I valori del carico di gorgogliamento, ψ^b , sono stati determinati con il metodo grafico proposto da *Fredlund e Xing*, (1994).

In tabella 1 sono riportati i valori delle principali grandezze idrauliche adoperate per le simulazioni, in particolare, la capacità di saturazione del terreno (θ_s), di ritenzione (θ_r) ed il coefficiente di permeabilità a saturazione (K_s).

	θ_s	θ_r	$K_s [m/s]$
Suolo Vegetale	0.55	0.14	3.21E-05
Pomice 1631	0.82	0.23	3.30E-04
Palesuolo	0.61	0.18	4.00E-06
Pomice di Pollena	0.68	0.05	1.60E-04
Regolite	0.60	0.13	7.60E-06

Tabella 1. Valori dei principali parametri assunti nella analisi

La discretizzazione del dominio spaziale è stata realizzata costruendo una mesh a maglie regolari di forma rettangolare, secondo lo schema noto come mesh centered nodes.

Per quanto riguarda le condizioni al contorno, in base alle osservazioni in sito, sono state previste condizioni al contorno variabili e cioè, sia condizioni di Dirichlet che condizioni di Neumann. Con riferimento alla figura 2 per definire la frontiera Γ , è stato considerato un flusso idrico nullo lungo il lato inferiore, o bordo AED, poiché il substrato roccioso su cui poggia il pendio è caratterizzato da una permeabilità molto minore di quella degli strati superiori, tanto da consentire di trascurare lo scambio idrico attraverso tale bordo. Allo stesso modo è stato trattato il bordo AB, fissando una condizione di Neumann di flusso idrico nullo, visto che la morfologia dell'area in analisi rende plausibile l'ipotesi che ci sia coincidenza fra lo spartiacque superficiale e quello profondo così da supporre nulli i contributi idrici provenienti da monte. In corrispondenza del limite verticale di valle, o bordo CD, il caso indagato presenta una parete verticale a costante contatto con l'atmosfera, dove è possibile che in caso di completa saturazione si formi una superficie di trapelazione. E' stato necessario, quindi, imporre due diverse condizione al contorno in funzione del grado di saturazione raggiunto ai nodi disposti lungo tale bordo. In particolare, è stata imposta una condizione di Neumann con flusso uscente nullo, in caso di parziale saturazione ed una condizione di Dirichlet, con valori nulli del carico di suzione nel caso di completa saturazione. Questo controllo consente, durante le elaborazioni, di valutare la portata idrica che, attraverso la porzione satura del lato CD, fuoriesce dal dominio in analisi Per

la condizione al contorno lungo il bordo superiore BC è stato necessario valutare la quantità di flusso idrico q_z che si infila nel terreno durante un evento pluviometrico. Tale flusso è regolato dalle condizioni locali del gradiente piezometrico, ovvero dalle condizioni locali di umidità del terreno. E' necessario sottolineare però che il gradiente piezometrico indica il potenziale flusso entrante q_z^* , che potrebbe non essere soddisfatto dall'intensità di pioggia. Così, per poter valutare correttamente gli scambi idrici fra suolo e atmosfera, vengono confrontati il potenziale flusso entrante q_z^* e l'intensità delle piogge I_p . Tradotto in termini matematici, si ha la seguente condizione lungo il bordo superiore:

$$\begin{cases} q_z = q_z^* & \text{se } q_z^* < I_p \\ q_z = I_p & \text{se } q_z^* \geq I_p \end{cases} \quad (4)$$

Le condizioni iniziali, come sarà precisato più avanti, sono state imposte sulla base delle misure fornite dagli strumenti al momento dello start-up del periodo di simulazione.

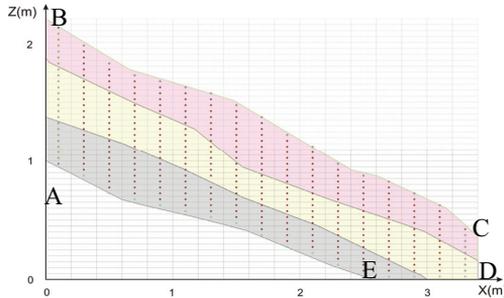


Figura 2. Discretizzazione del dominio spaziale (mesh block-centered nodes)

3.3 Descrizione e analisi dei risultati

Per la validazione del modello sono stati considerati due periodi: uno scarsamente piovoso e l'altro caratterizzato da abbondanti piogge.

I periodi presi in esame sono stati rispettivamente:

- 17 maggio 2006 - 14 giugno 2006, per il Run 1;
- 19 novembre 2006 - 21 dicembre 2006, per il Run 2.

Le condizioni iniziali sono state ricavate interpolando i dati rilevati dagli strumenti nel giorno precedente la data di inizio del periodo simulato, considerando, in particolare, la media dei valori misurati nell'arco delle 24 ore in ciascuna delle tre profondità (0.35, 1.00 e 1.70 m) ed assumendo un andamento lineare tra due misure contigue. Tale distribuzione della suzione con la quota è stata imposta come condizione iniziale omogenea per l'intero dominio. L'applicazione del modello relativa ai due periodi considerati ha consentito di ricostruire l'andamento della suzione nel tempo in ogni nodo della mesh. Fra tutti i valori simulati, sono state considerate le medie

giornaliere dei valori della suzione relative ai nodi corrispondenti all'ubicazione dei tensiometri. Questi valori sono stati confrontati con la media giornaliera della suzione misurata dagli strumenti.

I grafici che seguono mostrano i risultati relativi al Run 1 nelle figure 3a, 3b, 3c e al Run 2 nelle figure 4a, 4b, 4c.

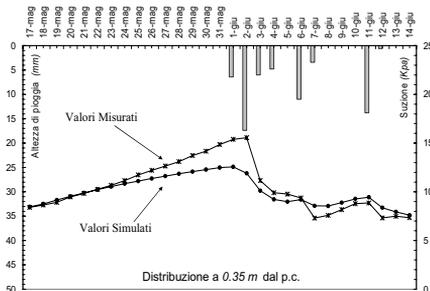


Figura 3a. Confronto fra le medie giornaliere dei valori di suzione simulata e misurata a 0.35 metri dal p.c. per il Run1.

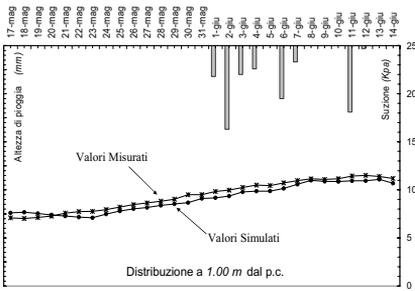


Figura 3b. Confronto fra le medie giornaliere dei valori di suzione simulata e misurata a 1.00 metri dal p.c. per il Run1.

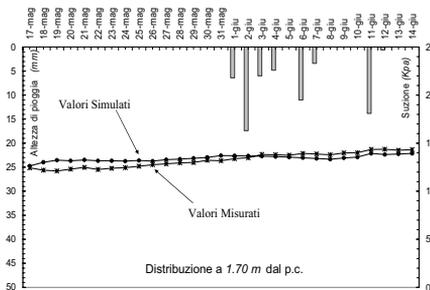


Figura 3c. Confronto fra le medie giornaliere dei valori di suzione simulata e misurata a 1.70 metri dal p.c. per il Run1.

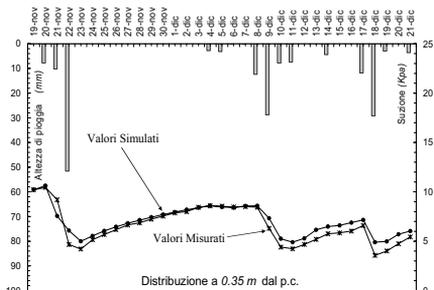


Figura 4a. Confronto fra le medie giornaliere dei valori di suzione simulata e misurata a 0.35 metri dal p.c. per il Run2.

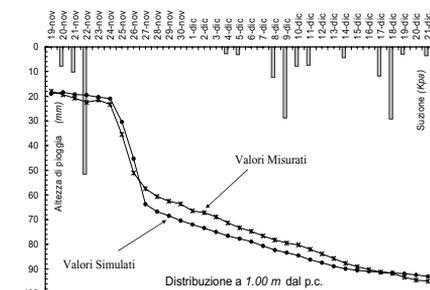


Figura 4b. Confronto a 1.00 m dal p.c. per il Run2.

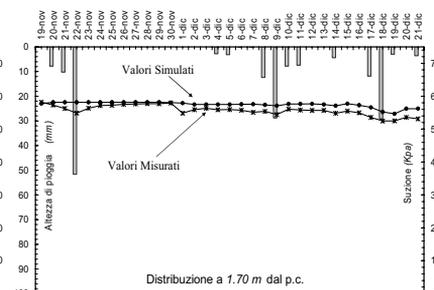


Figura 4c. Confronto a 1.70 m dal p.c. per il Run2.

I grafici mostrano una buona corrispondenza fra i valori misurati e quelli simulati, confermando la capacità del modello di riprodurre l'andamento delle suzioni, le loro variazioni, le relative fasi di crescita e di decrescita. Solo per il periodo secco compreso fra il 29 maggio ed il 2 giugno 2006, le simulazioni relative alla profondità di 0.35 m si discostano dall'andamento dei valori misurati (fig. 3a). Tale scostamento è facilmente spiegabile con il fatto che l'attuale configurazione del modello non prevede la stima dell'evapotraspirazione e, pertanto, fornisce valori della suzione inferiori a quella effettiva. Tale differenza appare poco rilevante nel periodo umido e a profondità superiori a qualche decimetro, assume invece valori significativi nel periodo secco e alle basse profondità. Essa potrà essere facilmente eliminata integrando il modello con un modulo per la stima dell'evapotraspirazione. Per quanto riguarda, invece, le simulazioni per le quali l'effetto dell'evapotraspirazione è trascurabile il modello appare pienamente in grado di riprodurre i cambi nell'andamento della suzione rilevati dalle misure tensiometriche. In particolare è interessante evidenziare il positivo comportamento del modello nel rappresentare il repentino cambio di valori di suzione alla profondità di 1.00 m nel Run 2, tra il 24 ed il 27 novembre 2006 (fig. 4b).

4 CONSIDERAZIONI CONCLUSIVE

Utilizzando i dati sperimentali acquisiti con una stazione in telemisura di tensiometri è stato possibile effettuare un test di validazione di un modello realizzato per l'analisi della circolazione idrica nel sottosuolo. I risultati appaiono soddisfacenti dal momento che l'andamento simulato delle suzioni riproduce con un buon livello di approssimazione l'andamento dei dati misurati. Alcune differenze fra dati misurati e simulati sono state evidenziate solo nello strato più superficiale, e solo relativamente al periodo secco. La causa è attribuibile al fatto che il modello, nella sua attuale configurazione non considera l'effetto dell'evapotraspirazione. Pertanto, in base ai risultati del test, il modello, si conferma, in grado di simulare, con sufficiente dettaglio, i fenomeni idrologici e idraulici che, per effetto di una forzante pluviometrica, si sviluppano nel sottosuolo, alla scala di versante, in terreni anche molto complessi per stratigrafia e caratteristiche idrauliche. Il modello, inoltre, può essere integrato con un modulo geotecnico che, sulla base della distribuzione spaziale della suzione, sia in grado di fornire adeguate indicazioni sulla stabilità di un pendio. I due moduli integrati costituiscono un modello completo di versante, che può essere utilizzato per la previsione in tempo reale dei movimenti franosi.

Ringraziamenti. Si ringrazia il *dott. Antonio Caruso* per la preziosa collaborazione nella fase di progettazione, installazione e gestione della stazione di misura.

BIBLIOGRAFIA

- Basha, H.A. One-dimensional nonlinear steady infiltration, *Water Resources Research*, 1999, 35 (6), 1697-1704.
- Capparelli, G., Versace, P. & Sirangelo, B. Modellazione matematica dei fenomeni franosi innescati da pioggia. *XXVII Corso di aggiornamento in Tecniche per la difesa dell'inquinamento*. Guardia Piemontese (CS), Italia, 2007.
- Capparelli, G. La circolazione idrica del sottosuolo nei pendii soggetti a fenomeni di in

- stabilizzazione, Tesi di Dottorato, Università della Calabria, Rende, 2006.
- Cascini, L. & Versace, P. Eventi pluviometrici e movimenti franosi. *Atti del XVI Convegno Nazionale di Geotecnica*, Bologna, Italia, 1986.
- Chen, J.M., Tan, Y.C. & Chen, C.H. Analytical solutions of one-dimensional infiltration before and after ponding. *Hydrological Process*, 2003, 17, 815-822.
- van Dam, J.C. & Feddes, R.A. Numerical simulation of infiltration, evaporation and shallow groundwater levels with the Richards equation, *Journal of Hydrology*, 2000, 233, 72-85.
- Fredlund, D.G. & Xing, A. Equations for the soil-water characteristic curve, *Canadian Geotechnical Journal*, 1994, 31, 521-532.
- Hogart, W.L. & Parlange, J.Y. Application and improvement of a recent approximate analytical solution of Richards' equation, *Water Resources Research*, 2000, 36, 1965-1968.
- Iverson, R.M. Landslide triggering by rain infiltration, *Water Resources Research*, 2000, 36, 1897-1910.
- Menziani, M., Pugnaghi, S. & Vincenzi, S. Analytical solutions of the linearized Richards equation for discrete arbitrary initial and boundary conditions, *Journal of Hydrology*, 2007, 332, 214-225.
- Montgomery, D.R. & Dietrich, W.E.. A physically based model topographic control on shallow landsliding. *Water Resources Researches*, 1994, 30, 1153-1171.
- Olivares, L. & Picarelli, L. Shallow flowslides triggered by intense rainfalls on natural slopes covered by loose unsaturated pyroclastic soils. *Géotechnique*, 2003, 53, (2), 283-288.
- Okimura, T. & Nakagawa, M., A method for predicting surface mountain slope failure with a digital landform model. *Journal of the Erosion Control Engineering Society of Japan* 1988, 41, 48-56
- Paniconi, C. & Putti, M. A comparison of Picard and Newton iteration in the numerical solution of multidimensional variably saturated flow problems. *Water Resources Researches*, 1994, 30 (12), 3357-3374.
- Paniconi, C., Al Dama, A.A. & Wood, E.F. Numerical evaluation of iterative and noniterative methods for the solution of the non linear Richards equation, *Water Resources Researches*, 1991, 27, 1147-1163.
- Rathfelder K. & Abriola L. Mass conservative numerical solutions of the head-based Richard equation, *Water Resources Researches*, 1994, 28, (9), 2579-2586.
- Simpson, M.J. & Clement, T.P. Comparison of finite difference and finite element solutions to the variably saturated flow equation, *Journal of Hydrology*, 2003, 270, 49-64.
- Versace, P., Capparelli, G. & Picarelli, L. Landslide Investigations And Risk Mitigation. The Sarno case, *Proceedings International Forum on Landslide Disaster Management*, Hong Kong, China, 2007.
- Van Genuchten, M.T. & Nielsen, D.R. On describing and predicting the hydraulic properties of unsaturated soils, *Annales Geophysicae*, 1985, 3(5), 615-628.
- Vauclin, M., Khanji, D. & Vachaud, G. Experimental and numerical study of a transient, two-dimensional unsaturated-saturated water table recharge problem, *Water Resources Researches*, 1979, 15 (5), 1089-1101.
- Wang, H.F. & Anderson, M.P. Introduction to groundwater modelling - Finite Difference and Finite Element Methods. Elsevier Science - Academic Press, 1995.
- Weeks, S.W., Sander, G.C., Braddock, R.D. & Matthews, C.J. Saturated and unsaturated water flow in inclined porous media, *Environmental Modeling and Assessment*, 2004, 9, 91-102.