

ALCUNI EFFETTI DEL CLIMA E DELLA GEOLOGIA SULLA FREQUENZA DELLE PIENE

Pierluigi Claps^a, Mauro Fiorentino^a e Vito Iacobellis^b

^aDipartimento di Ingegneria e Fisica dell'Ambiente, Università degli Studi della Basilicata
Contrada Macchia Romana, 85100, POTENZA

^bDipartimento di Ingegneria delle Acque, Politecnico di Bari,
via E. Orabona 4, 70125, BARI

Sommario

Sulla base del modello teorico interpretativo recentemente proposto da Iacobellis e Fiorentino (2000) la definizione di meccanismi prevalenti di parzializzazione delle aree contribuenti ed il ruolo degli assorbimenti nella trasformazione della pioggia da effettiva ad efficace trovano un significativo riscontro nella distribuzione di probabilità delle portate al colmo di piena degli eventi estremi in una regione eterogenea per caratteristiche climatiche, geologiche e di uso del suolo. In questa memoria viene evidenziato il ruolo di tali fattori e la rispettiva influenza nei confronti dei parametri corrispondenti ai momenti del primo e secondo ordine della distribuzione teoricamente derivata.

Introduzione

L'analisi di frequenza delle piene, da sempre oggetto di intensa ricerca e attenzione da parte della comunità scientifica, negli ultimi anni sembra avere conquistato nuovi spazi di approfondimento alla luce dei progressi effettuati sia nella messa a punto di strumenti di analisi di natura puramente statistica che nella introduzione di modelli interpretativi a base fisica. In particolare, i metodi di analisi regionale hanno consentito la pratica utilizzazione di distribuzioni di probabilità con più di due parametri, in grado di interpretare la forte asimmetria, sovente osservata, della distribuzione di frequenza delle piene. Nel contempo, tecniche sempre più raffinate sono state proposte ed applicate per la stima dei parametri e della loro variabilità spaziale e campionaria.

Nonostante l'alto livello di conoscenza degli aspetti statistici del fenomeno, rimane elevato il grado di incertezza che accompagna la valutazione del rischio di piena, specie quando si richiede la stima di quantili relativi a tempi di ritorno che eccedono di gran lunga il periodo di osservazione delle serie storiche. Condizioni ancora più critiche per la stima si determinano quando esistono dubbi sull'affidabilità dei dati disponibili e soprattutto quando si debbano effettuare previsioni in siti privi di misure idrometriche.

Per il superamento di tali limiti la direzione sulla quale esiste convergenza di intenti in ambito internazionale è quella della connotazione teorica, su base fisica, dei metodi di analisi, recuperando le citate tecniche statistiche in quanto prezioso strumento per la selezione di informazione idrologica affidabile. Sulla base di quest'ultima diventa possibile avviare ed alimentare il processo di interpretazione dei diversi fattori che influenzano e caratterizzano i processi di formazione delle piene.

In tale ottica, nell'analisi di Iacobellis *et al.* (1998) e nel modello teorico interpretativo proposto da Iacobellis e Fiorentino (2000), sono state analizzate le principali caratteristiche della distribuzione di probabilità delle portate al colmo di piena, indagando sia sulle relazioni esistenti tra queste ed alcuni fattori geomorfoclimatici dei bacini, sia sulle relazioni analitiche tra diverse variabili casuali esplicitate attraverso lo strumento delle distribuzioni di probabilità

derivate. In questo modo si è coinvolto nell'analisi tutto l'insieme di fattori deterministici e stocastici che caratterizzano il processo di trasformazione degli afflussi in deflussi e le sue relazioni con il regime delle precipitazioni.

Dai lavori precedentemente citati emerge l'importanza dei meccanismi prevalenti di parzializzazione delle aree contribuenti e della dinamica dell'infiltrazione nella definizione dei processi di trasformazione della pioggia da totale ad efficace. Questi aspetti costituiscono i fattori chiave nella caratterizzazione della risposta idrologica a scala di bacino, tipica degli eventi estremi, ed in relazione ad essi è possibile precisare l'importanza di fattori fisici e climatici al fine di attribuire base fisica ai risultati ottenuti.

In questo lavoro, dopo una sintetica descrizione del modello teorico utilizzato, si espongono i risultati della analisi di sensitività effettuata in relazione al coefficiente di variazione della distribuzione di probabilità delle piene teoricamente derivata, evidenziando come sia cruciale l'influenza esercitata dal clima su tale parametro. Il ruolo giocato dalla geologia e dalla permeabilità media dei bacini risulta invece determinante ai fini della valutazione della piena indice. Tale incidenza viene valutata e qui riportata nella terza sezione, sulla base dell'applicazione del modello citato ad alcuni bacini di Basilicata e Puglia.

La distribuzione teoricamente derivata

Il modello proposto da *Iacobellis e Fiorentino* (2000) si basa sulle seguenti ipotesi: (i) la portata di deflusso superficiale e sub-superficiale che contribuisce al colmo di piena Q può essere, in generale, espressa come prodotto di due variabili casuali fortemente correlate: area di ruscellamento contribuente al picco di piena a e deflusso medio per unità di area contribuente u ; (ii) la distribuzione di u condizionato ad a , nel seguito sinteticamente indicato come u_a , può essere ricavata da quella dell'intensità di pioggia nella durata pari ad un tempo τ_a caratteristico della risposta idrologica della stessa area contribuente a ; (iii) τ_a varia con a secondo una legge di potenza.

Sulla base di queste condizioni, la distribuzione della probabilità di non superamento delle portate al colmo di piena $G_Q(q)$, può essere individuata, in analogia con *Eagleson* (1972), come integrale della funzione di densità di probabilità (*pdf*) congiunta $g(u, a)$, esteso al dominio per il quale il loro prodotto è inferiore a Q . A tale scopo la $g(u, a)$, viene espressa come prodotto della *pdf* marginale di a per la *pdf* di u condizionata ad a :

$$G_Q(q) = \int_0^A \int_0^{\frac{q}{a}} g(u|a) g(a) du da \quad (1)$$

La $g(a)$ è caratterizzata dalla somma di una funzione continua, espressa mediante distribuzione gamma a due parametri, ed una funzione impulsiva relativa alla probabilità finita che il bacino sia interamente contribuente. I due parametri, di posizione e forma, α e β , e la stessa $g(a)$ sono stati precedentemente discussi in *Iacobellis e Fiorentino* (2000). In questa sede si intende mettere in evidenza alcuni risultati relativi al parametro di posizione che si può esprimere come

$$a = rA/b \quad (2)$$

avendo definito il parametro r come rappresentativo della media delle aree contribuenti.

$$r = E[a]/A \quad (3)$$

In particolare, la u_a viene calcolata in funzione della intensità di pioggia $i_{a,\tau}$ nella durata critica relativa all'area a , cui viene sottratta una certa perdita idrologica f_a dipendente dalla stessa a :

$$u_a = \xi(i_{a,\tau} - f_a) \quad (4)$$

Nella (4) α è un coefficiente costante di laminazione, $i_{a,\tau}$ è la media spazio-temporale dell'intensità di pioggia nella durata τ_a e nell'area a mentre f_a è la corrispondente perdita idrologica media nella stessa area e durata.

La distribuzione delle u_a si ottiene quindi mediante la (4) tramite la distribuzione delle $i_{a,\tau}$. Anche su quest'ultima si è effettuata una ipotesi di lavoro, adottando una distribuzione di Weibull a due parametri, θ e k , dei quali il primo è funzione della media di $i_{a,\tau}$:

$$\theta_{a,\tau} = E[i_{a,\tau}^k] = (E[i_{a,\tau}] / \Gamma(1 + 1/k))^k \quad (5)$$

Al solito, $\Gamma(\cdot)$ rappresenta la funzione Gamma.

L'intensità di precipitazione per fissata probabilità varia con la durata secondo una legge di potenza in accordo con le classiche curve IDF (Intensity Duration Frequency). Di conseguenza, considerando le ipotesi (ii) e (iii), il valore atteso $E[i_{a,\tau}]$ osserva una dipendenza del tipo:

$$E[i_{a,\tau}] = i_1 a^{-\varepsilon} \quad (6)$$

dove i_1 è l'intensità media di precipitazione per area unitaria.

Analogamente, si assume che tra f_a ed a sussista la relazione:

$$f_a = f_1 a^{-\varepsilon'} \quad (7)$$

dove f_1 è la perdita idrologica per unità di area contribuyente ed ε' è un parametro rappresentativo del comportamento medio nel tempo e nello spazio delle perdita idrologiche.

La distribuzione di probabilità dei massimi annuali delle portate al colmo di piena si ricava infine utilizzando l'Eq.ne (1) come distribuzione di base di un processo a superamenti poissoniani. In tal caso la distribuzione di probabilità cumulata (*cdf*) dei massimi annuali delle portate al colmo di piena Q_p assume la forma:

$$F_{Q_p}(q_p) = \exp\left[-\Lambda_q \int_0^A \left[\frac{1}{\alpha \Gamma(\beta)} \left(\frac{a}{\alpha}\right)^{\beta-1} \exp\left(-\frac{a}{\alpha}\right) + \delta(a-A)P_A \right] \exp\left[-\frac{((q_p - q_o)/(\xi a) + f_1 a^{-\varepsilon'})^k - (f_1 a^{-\varepsilon'})^k}{(i_1 a^{-\varepsilon} / \Gamma(1 + 1/k))^k}\right] da\right] \quad (8)$$

in cui la portata al colmo Q_p è considerata come somma della portata di ruscellamento Q e della portata di base q_o .

Il numero medio annuo di eventi di piena Λ_q viene ricavato, nella stessa ipotesi, considerando una distribuzione di Weibull per l'intensità di precipitazione corrispondente ad assegnata durata. Ciò conduce ad una distribuzione dei corrispondenti massimi annuali del tipo Power Extreme Value (PEV) (v. es. Villani, 1993). Assumendo il numero medio annuo Λ_q come relativo ai superamenti della soglia di perdita f_a , si ottiene:

$$\Lambda_q = \Lambda_p \exp\left(-\frac{f_a^k}{E[i_{a,t}^k]}\right) \quad (9)$$

in cui Λ_p è il numero medio annuo di eventi indipendenti di precipitazione.

Nell'ambito dello stesso approccio è stata anche derivata una espressione per la piena indice:

$$Q_I = E[u_{E[a]}] E[a] \Lambda_q S_{\Lambda_q} + q_o \quad (10)$$

in cui $E[a]$ è la media delle aree contribuyente ed $E[u_{E[a]}]$ è il valore medio del contributo unitario riferito ad $E[a]$. Il coefficiente S_{Λ_q} funzione di Λ_q e k , è pari a:

$$S_{\Lambda_q} = \sum_{j=0}^{\infty} \frac{(-1)^j \Lambda_q^j}{j!(j+1)^{(1/k+1)}} \quad (11)$$

Effetti del clima sul coefficiente di variazione.

Sulla base della distribuzione teorica individuata è stata effettuata una analisi di sensitività con riferimento ai diversi parametri utilizzati, con riferimento al comportamento del coefficiente di variazione teorico C_v . L'analisi è stata condotta per diversi valori del rapporto Λ_q/Λ_p ottenuti variando Λ_q nell'intervallo 4-16 e per un valore costante di $\Lambda_p = 20$. Gli altri parametri vengono fatti variare, uno alla volta, partendo da un arbitrario set di valori di partenza nei rispettivi intervalli più comunemente osservabili. Come base di partenza si sono utilizzati i valori: $k = 0.8$, $\beta = 4$, $\varepsilon = 0.3$, $r = 0.5$, $q_o^* = q_o/Q_I = 0$; mentre gli intervalli di variazione utilizzati sono: k : 0.6 - 1, β : 1 - 5, ε : 0.1 - 0.6, r : 0.1 - 0.7, q_o^* : 0 - 0.2, f^* : 0.1 - 2.

La variabilità del coefficiente di variazione dei massimi annuali delle portate al colmo di piena risulta ampiamente discussa nella recente letteratura (Smith, 1992, Gupta e Dawdy, 1995, Robinson e Sivapalan, 1997a e b, Blöschl e Sivapalan, 1997) sempre allo scopo di indagare sulle relazioni tra fattori fisici e caratteristiche statistiche delle distribuzioni. In particolare, Blöschl e Sivapalan (1997) evidenziano come ancora molti dubbi sussistano sull'interpretazione di eventuali effetti di scala: in conclusione affermano infatti che la compresenza di diversi processi interagenti con il comportamento di C_v , con riferimento a diversi regimi idrologici, non consentono di chiarire univocamente le caratteristiche di scala del processo. In tale ambito, sulla base dei risultati della presente analisi di sensitività, diverse osservazioni possono essere fatte tenendo conto delle caratteristiche di scala dei singoli parametri in gioco; tale discussione viene tuttavia rimandata ad una più ampia trattazione, lasciando maggiore spazio in questa sede agli aspetti più direttamente legati all'influenza di clima e geologia.

I risultati dell'analisi di sensitività sono riportati in *Figura 1*.

Con riferimento a questa, occorre premettere che il range di variabilità di C_v ottenuto, se confrontato con i dati disponibili nella letteratura citata, risulta piuttosto limitato. Ciò dipende dal fatto che si tratta di valori teorici e quindi non affetti da variabilità campionaria, e dal fatto che i parametri vengono fatti variare singolarmente partendo dal set di dati iniziale, per cui non c'è sovrapposizione di effetti da parte di più fattori eventualmente concomitanti.

Osservando i grafici di *Figura 1*, si nota che C_v è significativamente controllato dal clima attraverso la già nota dipendenza dal parametro Λ_q . In questo caso la transizione da clima arido ad umido corrisponde al crescere di Λ_q dal momento che Λ_p rimane costante. Tale osservazione trova ampio riscontro in dati di letteratura (es: Farquharson et al., 1992), secondo i quali le distribuzioni di probabilità in climi aridi, che in questa sede vengono identificati come quelli a basso valore del rapporto Λ_q/Λ_p , sono caratterizzate in generale da elevata pendenza delle curve di crescita.

Risulta inoltre significativa anche la sensibilità rispetto ad altri dei parametri utilizzati, le cui caratteristiche di scala e di dipendenza dal clima risultano ancora suscettibili di approfondimenti. In particolare, fra tutti, emerge una discreta influenza del parametro k sulla forma della distribuzione. Tale effetto risulta di fatto tanto più evidente quanto più il clima tende a divenire umido o iperumido, risultando fortemente attenuata nei corrispondenti climi aridi. Il parametro k , nel modello descritto, è rappresentativo del valore del coefficiente di variazione del processo di base delle precipitazioni, nonché del coefficiente di variazione e di asimmetria dei massimi di precipitazione. Sembra quindi ragionevole affermare che nei climi

umidi, in cui il rapporto tra eventi di precipitazione e di piena si avvicina all'unità, le caratteristiche del secondo ordine delle piene siano fortemente dipendenti da quelle delle precipitazioni mentre nei regimi aridi, in cui la risposta dei bacini gioca un ruolo decisivo nella resa degli eventi di precipitazione in eventi di piena, le caratteristiche della precipitazione si riflettono con minore peso sulle serie dei massimi di portata.

Di secondaria importanza appare invece il ruolo rivestito dai fattori geologici che, a parità di condizioni climatiche, sono prevalentemente contenuti nel parametro r e nella sua variabilità. D'altra parte il valore di r , che rappresenta la media delle aree contribuenti, risulterà determinante ai fini della valutazione della piena indice, identificata con il momento del primo ordine della distribuzione dei massimi annui delle portate al colmo di piena.

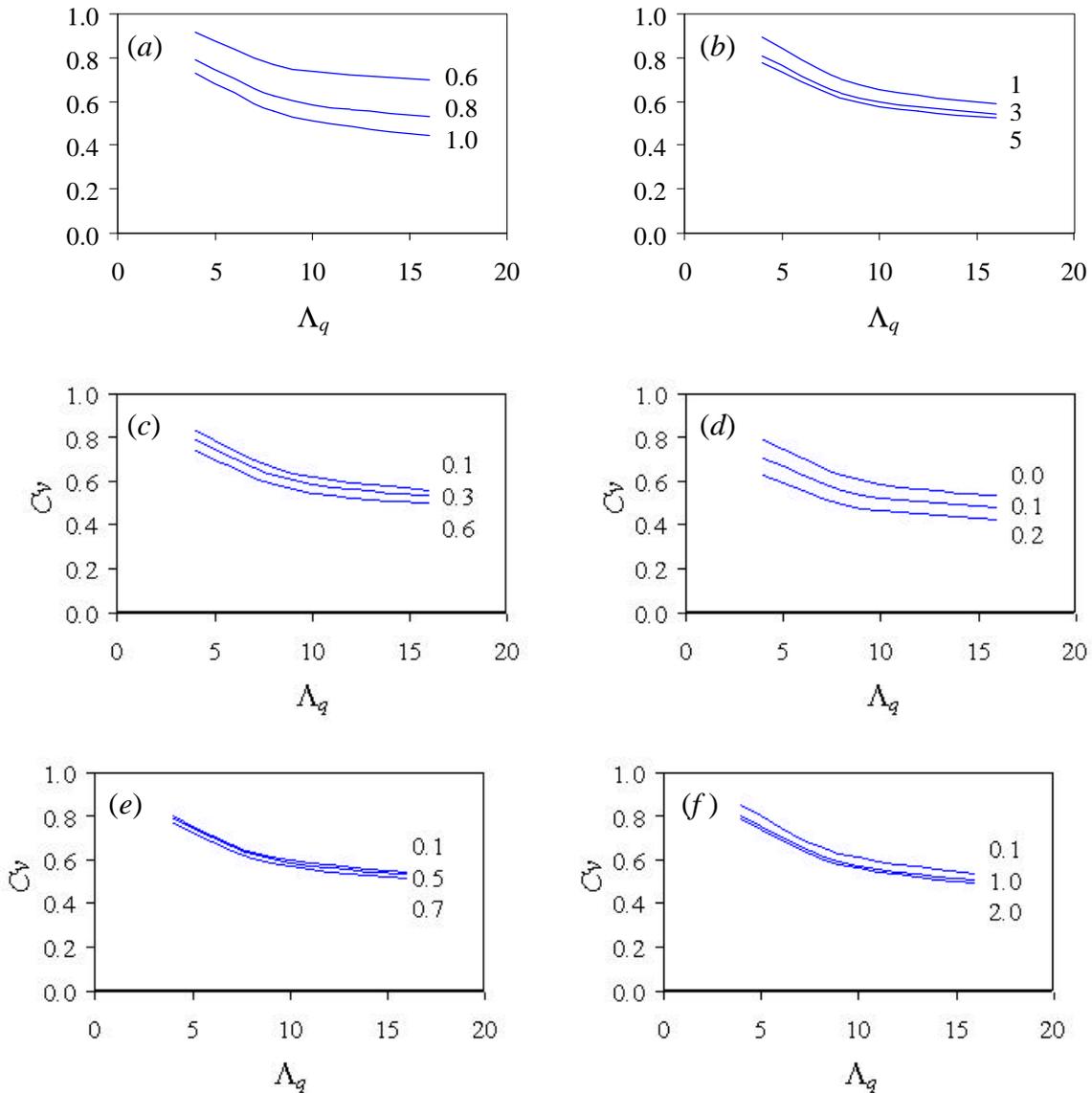


Figura 1 Andamento del Coefficiente di Variazione di Q_p^* con L_q . (a) $k = 0.6, 0.8$ e 1 ; (b) $b = 1, 3$ e 5 ; (c) $e = 0.1, 0.3$ e 0.6 ; (d) $q_b^* = 0, 0.1$ e 0.2 , (e) $r = 0.1, 0.5$ e 0.7 ; (f) $f^* = 0.1, 1$ e 2 .

Effetti del clima e della geologia sulla piena indice.

La valutazione della piena indice è stata effettuata sulla base dei dati relativi ad alcuni bacini strumentati in Basilicata e Puglia.

Per essa, l'espressione riportata nell'Eq.ne (10), sulla base delle medesime ipotesi descritte nella seconda sezione, assume la forma:

$$Q_I = \xi \left[i_1 \frac{\gamma [1 + 1/k, \log(\Lambda_p / \Lambda_q)]}{\Gamma(1 + 1/k)} - f_1 \right] \Lambda_q S_{\Lambda_q} r^{1-\varepsilon} A^{1-\varepsilon} + q_o \quad (12)$$

in cui il valore del rapporto medio di parzializzazione delle aree contribuenti, r , definito in Eq.ne (3) riveste un ruolo fondamentale.

Sulla base della applicazione ai bacini reali, di cui in maniera più estesa viene riportato in *Fiorentino e Iacobellis* (2000), si osserva una significativa dipendenza di r dalle caratteristiche climatiche e geologiche dei diversi bacini. In particolare, per ogni bacino l'espressione della piena indice è stata eguagliata alla media osservata dei massimi annuali di portata, utilizzando il parametro r come fattore di calibrazione dopo aver stimato ogni altro parametro.

L'analisi è stata quindi svolta utilizzando la classificazione climatica effettuata sugli stessi bacini in *Iacobellis et al.* (1998) e le stime del grado di permeabilità sulla base dei dati riportati nei rapporti VaPi-GNDCI di Puglia e Basilicata (*Mongelli e Salvemini*, 1994; *DIFA*, 1998). In particolare, i complessi litologici che costituiscono gli affioramenti più comuni nei territori indagati sono stati classificati in tre diversi gruppi:

- Complessi litoidi a permeabilità elevata; costituiti da sedimenti e rocce permeabili per porosità e da rocce permeabili per fessurazione ed a permeabilità mista.
- Complessi litoidi a media permeabilità; costituiti da litotipi scarsamente permeabili e che affiorano su superfici fortemente inclinate oppure più o meno fratturate, a tratti interessate da sottili intercalazioni di materiale argilloso.
- Complessi litoidi impermeabili; in corrispondenza di formazioni argillose.

Allo scopo di ottenere un valore rappresentativo a scala di bacino si è calcolato un indice di permeabilità:

$$\Psi = \Psi_h + 0.9\Psi_m \quad (13)$$

dove Ψ_h e Ψ_m sono le frazioni dell'area totale con affioramenti appartenenti rispettivamente alla prima e seconda classe di permeabilità. I valori di maggiore permeabilità si osservano nei territori pugliesi più settentrionali, prevalentemente caratterizzati dalla presenza di calcari fratturati. Le formazioni argillose impermeabili caratterizzano invece maggiormente i territori della Basilicata.

Dai risultati ottenuti, osservabili in Figura 2, si osserva che per i bacini aridi o semiaridi i valori di r mostrano una chiara relazione lineare con l'indice di permeabilità definito nella Eq.ne (13). L'espressione ottenuta fornisce:

$$r = -0.7\Psi + 0.8 \quad (R^2 = 0.84) \quad (14)$$

Per i bacini umidi, invece, r assume sempre valori piuttosto bassi ed inferiori a 0.3, indipendentemente da Ψ . L'unica eccezione è rappresentata dal bacino dell'Ofanto chiuso a Rocchetta Sant'Antonio, per il quale si ottiene il più alto valore di r , probabilmente a causa dalla elevata percentuale di suolo impermeabile che, in un bacino moderatamente umido e privo di folta vegetazione, diviene fattore di controllo.

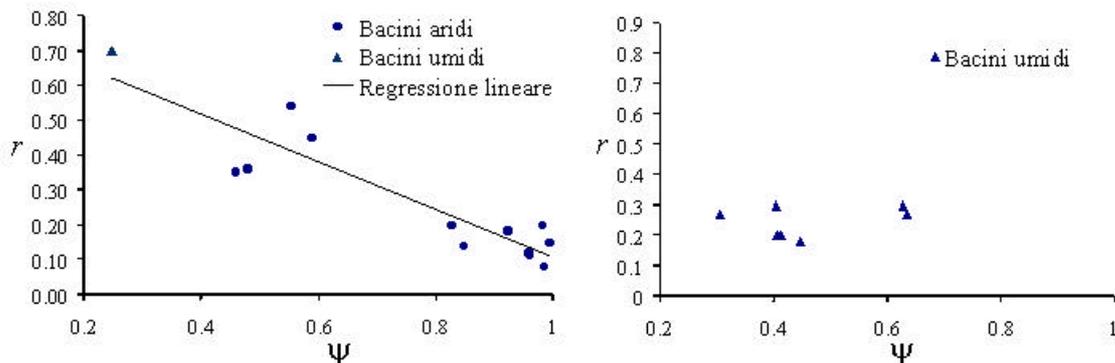


Figura 2. Relazione tra rapporto medio di parzializzazione delle aree contribuenti e indice di permeabilità.

Conclusioni

I risultati ottenuti con il modello teorico di *Iacobellis e Fiorentino* (2000) suggeriscono una chiave interpretativa del ruolo giocato da clima e geologia sulle caratteristiche della distribuzione di probabilità delle piene fluviali. L'approfondimento dello studio ha l'obiettivo di allargare gli attuali limiti di applicabilità, in maniera da estenderne l'uso per una differenziazione su base fisica della probabilità di piena in bacini idrografici eterogenei. L'elemento cruciale, in tale ricerca, sembra essere costituito dalla distribuzione di probabilità dell'area che fornisce i deflussi relativi al picco di piena (area parziale contribuente). Nel modello teorico questa è considerata una variabile casuale indipendente, la cui distribuzione di probabilità dipende prevalentemente dalle caratteristiche morfologiche e geopedologiche dei territori costituenti il bacino idrografico. L'analisi dell'informazione idrologica disponibile in una regione più vasta della Basilicata, presa a riferimento per le prime verifiche, ha consentito di studiare in maggiore dettaglio le interazioni tra clima, vegetazione ed umidità 'caratteristica' del suolo in contesti territoriali e climatici diversi da quelli inizialmente considerati. In particolare lo studio sui bacini pugliesi, aventi tipicamente geologia diversa da quella dei bacini Lucani, ha consentito di mettere in luce il ruolo che questa riveste nella valutazione della piena indice.

Dall'indagine appare evidente, inoltre, come l'analisi di dati appartenenti ad una regione ampia fornisca anche informazione utili all'analisi regionale. Infatti, nell'area esaminata è possibile riconoscere sia caratteri di eterogeneità climatica e geopedologica, sia caratteri di omogeneità idrologica, all'interno di sub-regioni i cui confini non sono talvolta riconducibili nemmeno ai limiti di bacino idrografico. Altrettanto significativi sono gli aspetti esaminati con riferimento alle caratteristiche di variabilità delle distribuzioni di probabilità delle portate al colmo di piena.

Da quanto esposto si evincono utili indicazioni sull'efficacia di un approccio all'analisi regionale delle piene basato sulla ricerca di connessioni tra la variabilità spaziale dei parametri statistici e le caratteristiche geomorfoclimatiche dei bacini idrografici.

Ringraziamenti

Il presente lavoro è stato parzialmente supportato con fondi CNR-GNDICI.

Bibliografia

- Blöschl, G. e M. Sivapalan, Process controls on regional flood frequency: Coefficient of variation and basin scale, *Water Resources Research*, 33(12), 2967-2980, 1997.
- DIFA, Valutazione delle Piene in Basilicata, Dipartimento di Ingegneria e Fisica dell'Ambiente e Gruppo Nazionale per la Difesa dalle Catastrofi Idrogeologiche, Univ. della Basilicata, Potenza, 1998.
- Eagleson, P. S., Dynamics of flood frequency, *Water Resources Research*, 8(4), 878-898, 1972.
- Farquharson, F. A. K.; Meigh, J. R.; Sutcliffe, J. V., Regional flood frequency analysis in arid and semi-arid areas, *Jour. of Hydrology*, 138, 487-501, 1992.
- Fiorentino, M. e V. Iacobellis, New insights about the climatic and geologic control on the probability distribution of floods, submitted to *Water Resources Research*, 2000.
- Gupta, V. K. e D. R. Dawdy, Physical interpretations of regional variations in the scaling exponents of flood quantiles, *Hydrological Processes*, 9, 347-361, 1995.
- Iacobellis, V., Claps, P. e M. Fiorentino, Sulla dipendenza dal clima dei parametri della distribuzione di probabilità delle piene, *Atti del XIV Conv. di Idraulica e Costruzioni Idrauliche*, vol II, 213-224, Catania, 1998.
- Iacobellis, V., e M. Fiorentino, Derived distribution of floods based on the concept of partial area coverage with a climatic appeal, *Water Resources Research*, 36(2), 469-482, 2000.
- Mongelli, G., e A. Salvemini, Caratterizzazione geolitologica e carta della permeabilità della Puglia settentrionale, in *Valutazione delle Piene in Puglia*, Dipartimento di Ingegneria e Fisica dell'Ambiente e Gruppo Nazionale per la Difesa dalle Catastrofi Idrogeologiche, Univ. della Basilicata, Potenza, 1994.
- Robinson, J. S. e M. Sivapalan, An investigation into the physical causes of scaling and heterogeneity of regional flood frequency, *Water Resources Research*, 33(5), 1045-1059, 1997a.
- Robinson, J. S. e M. Sivapalan, Temporal scales and hydrological regimes: Implications for flood frequency scaling, *Water Resources Research*, 33(12), 2981-2999, 1997b
- Smith, J. A., Representation of basin scale in flood peak distributions, *Water Resources Research*, 28(11), 2993-2999, 1992.
- Villani, P., Extreme flood estimation using Power Extreme Value (PEV) distribution, *Proceedings of the IASTED International Conference, Modeling and Simulation*, M.H. Hamza, 470-476, Pittsburgh, Pa., 1993.