

DERIVAZIONE DI IDROGRAMMI DI PIENA ATTRAVERSO L'ACCOPIAMENTO DI MODELLI STOCASTICI BIVARIATI DELLE PRECIPITAZIONI E MODELLI AFFLUSSI - DEFLUSSI DISTRIBUITI

A. Candela¹, G.T. Aronica², G. Brigandì³, & M. Santoro⁴

- (1) Dipartimento di Ingegneria Civile, Ambientale, Aerospaziale e dei Materiali, Università di Palermo, Italia, e-mail: angela.candela@unipa.it
- (2) Dipartimento di Ingegneria Civile, Università di Messina, Italia, e-mail: garonica@unime.it
- (3) Dipartimento di Ingegneria Civile, Università di Messina, Italia, e-mail: gbrigandi@unime.it
- (4) Dipartimento di Ingegneria Civile, Ambientale, Aerospaziale e dei Materiali, Università di Palermo, Italia, e-mail: mario.santoro@unipa.it

SOMMARIO

In questo studio viene presentata una procedura di tipo Monte Carlo per la derivazione delle curve di frequenza delle portate al colmo e dei volumi corrispondenti basata sull'accoppiamento di un modello di generazione delle forzanti pluviometriche tramite copule e un modello di trasformazione afflussi-deflussi di tipo distribuito. Tale procedura è stata applicata ad un caso di studio siciliano; i risultati ottenuti hanno mostrato la bontà del modello a riprodurre le statistiche complesse delle grandezze idrologiche a fronte di un basso numero di parametri modellistici e di un ridotto sforzo computazionale.

1 INTRODUZIONE

Il verificarsi di eventi di piena estremi rappresenta un fenomeno in continua evoluzione che, nel corso degli ultimi decenni, ha provocato danni, più o meno ingenti a seconda dell'intensità dell'evento. Tali motivazioni hanno spinto le singole nazioni europee ad investire in progetti di ricerca al fine di mettere a punto procedure, possibilmente univoche a scala nazionale, per l'analisi di frequenza di portate al colmo.

Nella protezione idraulica del territorio la gestione del rischio idrologico-idraulico è strettamente legata allo studio delle piene fluviali; infatti, la possibilità di proteggere un'area vulnerabile da fenomeni d'inondazione è dipendente dalla capacità di definire correttamente le aree inondabili per assegnato livello di rischio. La simulazione dei fenomeni d'inondazione presuppone l'individuazione di uno o più eventi di piena che sono considerati critici e la previsione dei possibili effetti provocati dal loro verificarsi. A tal fine, è necessario generare onde di piena sintetiche per assegnato livello di rischio che costituiscono il dato di input per la definizione delle aree inondabili e, quindi, soggette a rischio.

La stima dell'evento di piena di data frequenza (idrogramma di progetto) richiede il ricorso a metodologie differenti a seconda che sia sufficiente conoscere il colmo

dell'idrogramma di piena oppure sia necessario individuare l'intero idrogramma. In entrambi i casi il problema può essere risolto in maniera diretta, cioè effettuando delle elaborazioni sulle misure di portata disponibili per il bacino in studio o per bacini idrologicamente simili, oppure in maniera indiretta utilizzando le precipitazioni meteoriche che si abbattano nel bacino in studio unitamente a un modello di trasformazione afflussi-deflussi. Quest'ultimo approccio è alla base dei metodi di tipo DDA (Derived Distributed Approach), che tramite l'applicazione di modelli afflussi-deflussi permettono di derivare le curve di frequenza di portate al colmo. Le difficoltà analitiche associate a quest'approccio vengono spesso superate adottando approcci numerici di tipo Monte Carlo; in questo caso al modello di trasformazione A-D si associa un generatore stocastico delle precipitazioni capace generare dati di pioggia a scala di singolo evento o in continuo (Bloschl & Sivapalan, 1997; Loukas, 2002; Rahman et al., 2002, Aronica & Candela, 2007).

Molto spesso nelle applicazioni idrologiche ci si basa solo sulla derivazione delle curve di frequenza di portata al colmo per definire l'evento di progetto di fissata probabilità. Per costruire l'idrogramma sintetico è importante, talvolta, avere informazioni anche sui volumi di piena, e poiché i picchi di portata negli idrogrammi e i corrispondenti volumi sono realizzazioni di uno stesso fenomeno, essi sono sicuramente correlati (Aronica et al, 2012) e, di conseguenza, la loro analisi statistica deve essere condotta utilizzando modelli multivariati. In questo contesto la teoria delle copule rappresenta una scelta operativa molto efficace (Nelsen, 1999; Genest & Favre, 2007; Salvadori et al, 2007, Balistrocchi & Baldassarre, 2011; Aronica et al, 2012). A differenza di altri modelli multivariati che sono definiti per particolari distribuzioni marginali delle variabili (es. Mixed Gumbel o Mixed Exponential) (Bacchi et al., 1994) e per uguali distribuzioni per entrambe le variabili, le copule presentano il grosso vantaggio di richiedere soltanto la scelta delle distribuzioni marginali separatamente per ciascuna variabile, non necessariamente uguali. Le distribuzioni si possono "unire" tra loro a formare uno schema multivariato (Salvadori & De Michele, 2004; Grimaldi & Serinaldi, 2006).

In questo studio viene presentata una procedura di tipo Monte Carlo per la derivazione delle curve di frequenza delle portate al colmo e dei volumi corrispondenti basata sull'accoppiamento di un modello di generazione delle forzanti pluviometriche tramite copule e un modello di trasformazione afflussi-deflussi di tipo distribuito.

2 CASO DI STUDIO

Come caso di studio è stato considerato il bacino del fiume Imera Meridionale chiuso alla sezione di Drasi (Figura 1) la cui superficie drenante è di 1789 km². Il bacino è caratterizzato da un clima e una vegetazione di tipo mediterraneo con un massimo di precipitazione nei mesi invernali e un minimo nei mesi estivi. Nella sezione di chiusura è presente la stazione idrometrica di Imera Meridionale a Drasi per la quale sono disponibili serie storiche di idrogrammi di piena mentre in prossimità e all'interno del bacino sono presenti 8 stazioni pluviografiche (Canicattì, Caltanissetta, Delia, Mazzarino, Enna, Riesi, Petralia Sottana, Polizzi Generosa) per le quali sono disponibili serie storiche continue ad alta risoluzione temporale (10 minuti).

3 DESCRIZIONE DELLA PROCEDURA

Questa sezione descrive in dettaglio i due moduli della procedura per la generazione delle curve di frequenza delle portate al colmo e dei volumi: 1) la generazione stocastica delle forzanti pluviometriche, 2) la modellazione della trasformazione afflussi-deflussi.

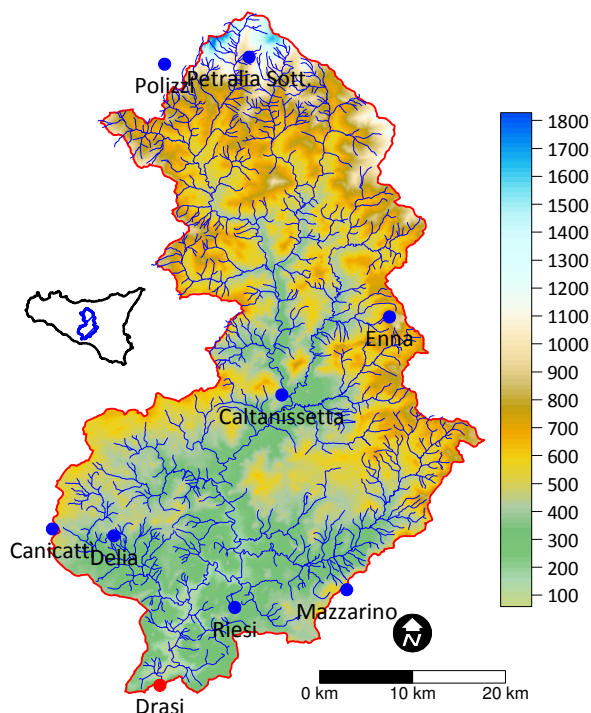


Figura 1. Corografia del bacino del fiume Imera Meridionale.

3.1 Generazione stocastica delle forzanti pluviometriche

La generazione delle forzanti pluviometriche in forma di singolo evento è condotta tramite una procedura di tipo numerico (*Brigandi, 2009*) implementata attraverso due distinti sottomoduli: (a) un sottomodulo Durata-Intensità che permette la generazione delle grandezze globali caratteristiche di ogni singolo evento; (b) un sottomodulo Forma-Evento che permette la generazione della struttura temporale di ogni singolo evento a partire da una semplice descrizione delle forme adimensionalizzate degli stessi. Per quanto riguarda il primo sottomodulo per la modellazione statistica delle durate e delle intensità medie di ciascun evento, si è fatto ricorso a una distribuzione di probabilità multivariata. A tal fine si è scelto di ricorrere alla funzione copula, la quale offre il vantaggio di poter utilizzare per le due variabili in esame le leggi di distribuzione che meglio si adattano al campione (Nelsen, 1999). La regressione tramite copula consiste, infatti, nel definire una variabile in funzione delle altre con cui è correlata tramite la funzione di densità condizionata, derivata da funzioni di ripartizione congiunte con distribuzioni marginali arbitrarie.

A differenza di altri modelli multivariati che sono definiti per particolari distribuzioni marginali delle variabili (es. Mixed Gumbel o Mixed Exponential) e per uguali distribuzioni per entrambe le variabili, le copule presentano il grosso vantaggio di richiedere soltanto la scelta delle distribuzioni marginali separatamente per ciascuna variabile, non necessariamente uguali. Le distribuzioni si possono “unire” tra loro a formare uno schema multivariato utilizzando una copula (Salvadori & De Michele, 2004; Grimaldi & Serinaldi, 2006, Zhang & Singh, 2007).

Se consideriamo due variabili casuali indipendenti U_1 e U_2 distribuite uniformemente tra 0 e 1, si definisce funzione copula C quella particolare funzione tale che $C: [0,1]^2 \rightarrow [0,1]$, che rappresenta la funzione di distribuzione congiunta di queste variabili:

$$C(u_1, u_2) = Pr\{U_1 \leq u_1, U_2 \leq u_2\} \quad (1)$$

dove u_1 and u_2 denotano le realizzazioni. Si considerino ora due variabili casuali X e Y, con le loro distribuzioni marginali $F_x(x)$ e $F_y(y)$. Attraverso il cambio di variabile:

$$F_x(x) = U_1; \quad F_y(y) = U_2 \quad (2)$$

è possibile ottenere la funzione di distribuzione multivariata:

$$C(F_x(x), F_y(y)) = F(x, y) = F(X \leq x; Y \leq y) \quad (3)$$

Il teorema più importante nella teoria della copule, noto come teorema di Sklar (1959) assicura che se le distribuzioni marginali sono continue allora esiste un'unica rappresentazione in forma di copula.

Qui, in particolare, è stata considerata la classe delle copule bivariate di Frank, in quanto detta copula permette di modellare anche la dipendenza negativa e si è dimostrata la migliore per descrivere le statistiche congiunte delle intensità medie e delle durate (De Michele & Salvadori, 2003; Favre et al, 2004; Zhang & Singh, 2007, Genest & Rivest, 1993), definita come segue .

$$C(u_1, u_2) = -\frac{1}{\theta} \ln \left[1 + \frac{(\exp(-\theta u_1) - 1)(\exp(-\theta u_2) - 1)}{\exp(-\theta) - 1} \right] \quad (4)$$

dove u_1 e u_2 rappresentano le realizzazioni, θ è il parametro della funzione copula che dipende dal coefficiente di correlazione di Kendall tra le due variabili X e Y la cui distribuzione congiunta è descritta proprio dalla copula. L'utilizzo della funzione copula per la generazione delle variabili congiunte richiede anche la determinazione delle distribuzioni marginali per ciascuna variabile.

Per poter caratterizzare in termini statistico-matematici la distribuzione temporale delle altezze di pioggia all'interno di ogni singolo evento (forma), si è fatto riferimento alla definizione di curva cumulata adimensionalizzata delle altezze introdotta da Huff (1967); la modellazione statistica di queste curve prevede la scelta di appropriate funzioni di probabilità capaci di descrivere, per ciascun passo temporale adimensionale $d = t/D$ con D durata totale dell'evento, il campione delle altezze di pioggia cumulate adimensionalizzate $H = h/V$ con V volume totale dell'evento. Si è ritenuto opportuno far ricadere la scelta sulla funzione di distribuzione cumulativa Beta, sia per la sua semplicità, sia perché è questa una distribuzione molto versatile che ben si adatta a

riprodurre questo tipo di dati.

3.2 Modellazione della risposta idrologica del bacino

Nelle aree mediterranee i fenomeni climatici intensi, responsabili degli idrogrammi di piena, sono spesso caratterizzati da una notevole variabilità spaziale. Per tale motivo, viene qui utilizzato un modello di risposta idrologica di tipo concettuale a ingressi e parametri totalmente distribuiti con dipendenza climatica dell'operatore di trasferimento dei deflussi sviluppato, a partire da un modello semidistribuito presentato da *Di Lorenzo* (1993).

Questo nuovo modello si basa sulla rappresentazione in forma cinematica lineare del meccanismo di trasferimento dei deflussi di piena provenienti dalle diverse aree contribuenti del bacino attraverso la definizione di una matrice di risposta idrologica in forma distribuita con caratteristiche climatiche.

La modellazione in forma completamente distribuita è estesa anche alla definizione delle forzanti pluviometriche. Gli ingressi pluviometrici, distribuiti nello spazio e variabili nel tempo, vengono rappresentati in forma matriciale attraverso la definizione di una matrice tridimensionale, P , di ordine (A, B, N) dove con A e B si indicano, rispettivamente, il numero delle celle in cui si suddivide il bacino in direzione x e y , e con N il numero di intervalli nel quale è suddiviso l'evento pluviometrico di durata Ω (con $N = \Omega/\Delta t$) nella generica cella:

$$P_{(A,B,N)} = \begin{bmatrix} P_{1,1,N} & P_{1,2,N} & \cdots & P_{1,B,N} \\ \vdots & & P_{i,j,t} & \vdots \\ P_{A,1,N} & P_{A,2,N} & \cdots & P_{A,B,N} \end{bmatrix} \quad (5)$$

nella quale il generico termine $P_{i,j,t}$ rappresenta l'altezza di pioggia lorda, espressa in mm, abbattutasi sulla cella di coordinate i, j al tempo t .

Il meccanismo di formazione del deflusso superficiale (trasformazione pioggia lorda-pioggia netta) è modellato attraverso il metodo del Curve Number (*USDA-SCS*, 1972, 1986). Poiché si considera nella generalità una precipitazione variabile nel tempo, il volume di deflusso superficiale, $P_{e,i,j,t}$, viene calcolato in forma dinamica (*Chow et al*, 1998) in funzione della precipitazione cumulata lorda, $P_{i,j,t}$, depurata dell'assorbimento iniziale, $I_{a,i,j} = c \cdot S_{i,j}$, a sua volta funzione del volume specifico di saturazione del terreno S secondo il coefficiente c , e del volume infiltrato, $F_{i,j,t}$, anch'esso variabile nel tempo, secondo la seguente espressione :

$$P_{e,i,j,t} = \begin{cases} 0 & P_{i,j,t} < c \cdot S_{i,j} \\ P_{i,j,t} - c \cdot S_{i,j} - F_{i,j,t} & P_{i,j,t} > c \cdot S_{i,j} \end{cases} \quad (6)$$

con $F_{i,j,t}$ ricavabile dalla seguente espressione:

$$F_{i,j,t} = \frac{S_{i,j} \cdot (P_{i,j,t} - c \cdot S_{a,i,j})}{P_{i,j,t} - c \cdot S_{a,i,j} + S_{i,j}} \quad (7)$$

e:

$$S_{i,j} = 254 \cdot \left(\frac{100}{CN_{i,j}} - 1 \right) \quad (8)$$

Il parametro $CN_{i,j}$ viene anch'esso definito in forma distribuita a partire da una mappa della sua distribuzione spaziale ottenuta sulla base della conoscenza dei tipi pedologici, dell'uso del suolo e dei tipi idrologici dei suoli. Note queste informazioni attraverso le (6)-(8) è possibile ricavare la matrice delle piogge nette P_e che presenta la stessa struttura della matrice (5).

La matrice H , che descrive la risposta idrologica del bacino, rappresenta in forma compatta la distribuzione spazio-temporale delle aree contribuenti (aree isocrone). La sua derivazione è fatta a partire dal calcolo del tempo di corrivazione di ciascuna cella e dalla posizione della cella all'interno del bacino. Per il calcolo del tempo di corrivazione si è fatto ricorso alla formula di *Wooding* (1965) relativa allo schema di falda piana cinematica:

$$\vartheta_{i,j} = \frac{L^{3/5}}{k^{3/5} \cdot s^{3/10} \cdot i^{2/5}} \quad (9)$$

dove L [m] è la lunghezza del percorso idraulico tra il baricentro della cella di coordinate i, j e la sezione di chiusura del bacino, k [$m^{1/3}/s$] la scabrezza idraulica secondo Strickler del suddetto percorso, s [m/m] e la sua pendenza, ed i [m/s] è l'intensità media dell'evento di pioggia. Le lunghezze dei percorsi idraulici e le loro pendenze medie possono essere estratte da un DEM del bacino considerato (*Noto & La Loggia*, 2007). L'equazione (9) è scritta separatamente per le porzioni di percorso che si trovano lungo i versanti e per le porzioni di percorso che si trovano lungo il reticolo idrografico. La matrice risulta di ordine (Θ, A, B) dove Θ è pari al numero di intervalli nel quale è discretizzato il tempo di corrivazione del bacino:

$$H_{(\Theta,A,B)} = \begin{bmatrix} H_{1,1,1} & H_{1,1,2} & \dots & H_{1,1,B} \\ & & H_{n,i,j} & \\ \vdots & & & \vdots \\ H_{\Theta,A,1} & H_{\Theta,A,2} & \dots & H_{\Theta,A,B} \end{bmatrix} \quad (10)$$

nella quale il generico termine $H_{n,i,j}$ rappresenta proprio la superficie della cella di coordinate i, j , a cui compete il tempo di corrivazione ϑ (con $n = \Theta/\Delta t$).

Il prodotto tra le matrici caratteristica del bacino, H , e di pioggia netta, P_e , fornisce la matrice dei volumi defluiti Q :

$$Q_{(\Theta,N)} = H_{(\Theta,A,B)} \times P_{e(A,B,N)} = \frac{1}{\Delta t} \cdot \begin{bmatrix} Q_{1,1} & Q_{1,2} & \dots & Q_{1,N} \\ & & Q_{i,j} & \\ \vdots & & & \vdots \\ Q_{\Theta,1} & Q_{\Theta,2} & \dots & Q_{\Theta,N} \end{bmatrix} \quad (11)$$

nella quale il generico termine $Q_{i,j}$ rappresenta il volume disponibile al deflusso dalla zona isocrona ϑ al tempo t .

4 RISULTATI

L'applicazione della procedura precedentemente descritta al caso di studio in esame ha richiesto preliminarmente la calibrazione sia del modello di generazione delle piogge sintetiche sia del modello afflussi-deflussi.

La calibrazione del modulo di generazione delle piogge è stata condotta sulla base di un campione significativo di eventi meteorici, estratti dalla serie dei dati pluviometrici sub-orari registrati nelle stazioni pluviografiche ricadenti nella zona in studio. I singoli eventi di pioggia sono stati definiti sulla base di un tempo di inter-evento pari a 7h (*De Michele & Salvadori, 2003*), e sono stati caratterizzati per mezzo della loro durata totale, della loro intensità media e dalla distribuzione temporale dei volumi parziali di pioggia (profilo temporale dell'evento). La scelta del tempo di inter-evento è stata basata su un criterio di non-correlazione tra le grandezze caratteristiche degli eventi. In accordo con quanto proposto da *Koutsoyiannis & Foufoula-Georgiou (1993)*, è stata stimata la correlazione tra due eventi successivi adattando una distribuzione esponenziale al campione di altezze e durate ottenuto dalle serie storiche per differenti tempi di inter-evento. L'adattamento della distribuzione è stato verificato tramite il test del chi-quadro. Il primo valore del tempo di inter-evento per il quale il test del chi-quadro è soddisfatto rappresenta proprio il tempo di inter-evento da considerare.

Inoltre, per generare eventi di pioggia che possano essere statisticamente significativi a fini della formazione di una piena, è stato deciso, in accordo a quanto suggerito da *Grimaldi & Serinaldi (2006)*, di selezionare, per ogni anno, l'evento corrispondente ad una fissata durata di pioggia critica che, in questa sede è stata scelta pari a due volte il tempo di interevento. Considerando inoltre che le stazioni considerate ricadono tutte in una zona idrologicamente omogenea (*Noto & La Loggia, 2009*) l'analisi statistica è stata effettuata aggregando tutti gli eventi così selezionati ottenendo un campione finale di 80 eventi.

La copula di Frank definita dalla (4) è stata adattata al campione di durate e intensità medie con il parametro θ con valore pari a 3.902 calcolato sulla base del coefficiente di correlazione di Kendall che per le due variabili è risultato pari a -0.381. Per verificare la bontà dell'adattamento della funzione copula prescelta, sono stati confrontati i valori della funzione $K(z)$ stimati in forma parametrica e non parametrica così come proposto da *Genest & Rivest (1993)*. Il confronto grafico è riportato in figura 2 (sinistra). Nella stessa figura è riportato a destra il confronto tra i valori della copula empirica e di quella teorica. L'esame di entrambe le figure conferma la bontà della scelta della funzione di Frank e la sua capacità a descrivere le statistiche del campione di dati storici.

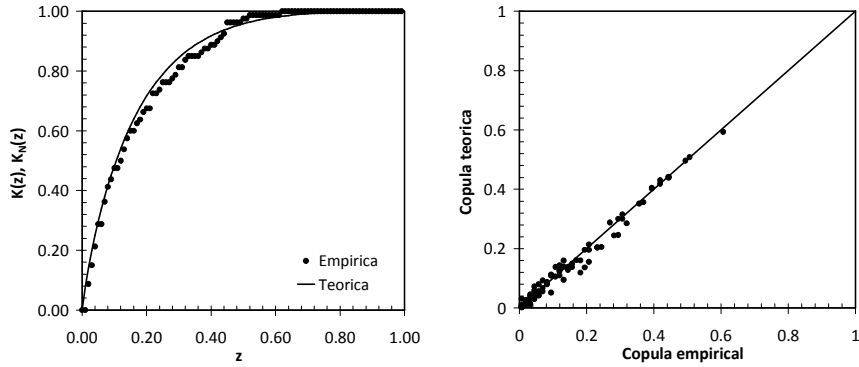


Figura 2. Test di adattamento per la funzione copula di Frank .

Per ciò che riguarda le distribuzioni marginali sono state selezionate 4 funzioni di probabilità tra le quali scegliere le più adatte a descrivere il campione di dati: Esponenziale, Gamma, Weibull e Lognormale; i parametri di queste distribuzioni sono stati stimati con il metodo della massima verosimiglianza e la miglior distribuzione è stata selezionata usando il criterio di Akaike (AIC). In figura 3 sono riportate i diagrammi probabilistici per la Weibull (distribuzione per le durate) e la LogNormale (distribuzione per le intensità medie).

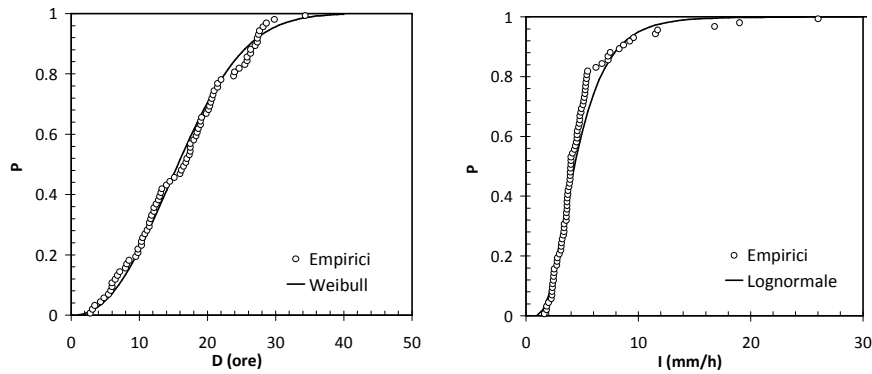


Figura 3. Distribuzioni marginali della copula .

Infine la distribuzione Beta è stata adattata al campione delle forme adimensionalizzate dei singoli eventi. La stima dei parametri è stata condotta utilizzando il metodo della massima verosimiglianza, mentre la bontà dell'adattamento è stata verificata tramite il test di Pearson.

Per testare la capacità del modello a riprodurre le caratteristiche degli eventi di pioggia selezionati, 1000 eventi sintetici sono stati generati con procedura Monte Carlo. Gli eventi generati mostrano una ottima riproducibilità delle caratteristiche degli eventi storici sia in termini di correlazione durata-intensità sia in termini di forme adimensionalizzate (Figura 4).

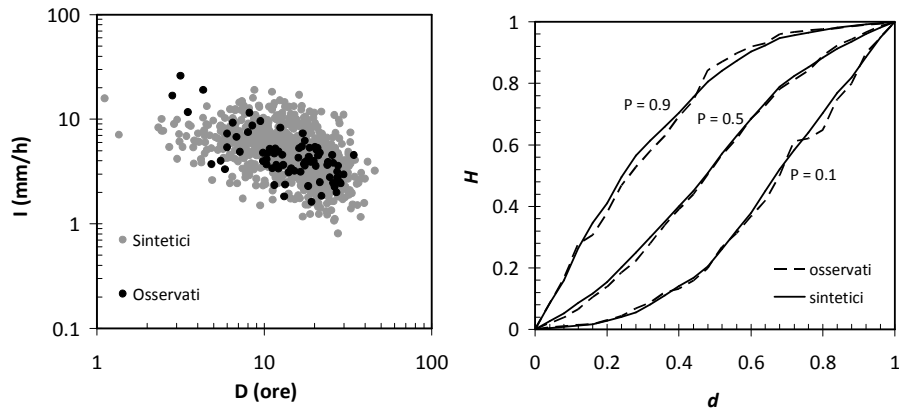


Figura 4. Confronto tra le caratteristiche degli eventi di pioggia osservati e generati

Per quanto riguarda il modulo di risposta idrologica gli unici parametri per i quali, nel modello, si richiede una calibrazione sono quelli del modulo di pioggia netta c e CN e le scabrezze idrauliche k della (6). In questa applicazione si sono calibrati solo i due parametri del modello di pioggia netta mentre le scabrezze sono state stimate in funzione dell'uso del suolo e della copertura vegetale tramite la tabella di Engmann (Candela *et al*, 2005, Engmann, 1986) adattata all'ambiente mediterraneo; è stato quindi considerato un valore di $30 \text{ m}^{1/3}/\text{s}$ per le celle di reticolo e $10 \text{ m}^{1/3}/\text{s}$ per quelle di versante.

Per il bacino in studio è disponibile una mappa del CN_{II} redatta dalla Regione Siciliana (2004) che è servita a definirne la sua distribuzione spaziale, mentre il valore medio ragguagliato sull'intero bacino del CN è stato ricavato attraverso una procedura di calibrazione utilizzando una serie di eventi registrati alla stazione idrometrica di Drasi per i quali si sono resi disponibili contemporanee misure di pioggia e portata a scansione oraria (Tabella 1). La procedura di calibrazione ha rispettivamente restituito i valori 0.24 per c e di 82 per CN_{III} .

Evento	V_P (Mm ³)	V_Q (Mm ³)
25/10/1976	154.0	75.0
22/12/1976	122.0	65.0
01/01/1973	293.0	200.0
02/10/1972	71.6	4.9
28/09/1971	142.0	36.0
07/02/1967	64.0	26.0

Tabella 1. Eventi utilizzati per la calibrazione del modello afflussi-deflussi.

La verifica della bontà della procedura è stata testata analizzando la sua capacità di riprodurre le statistiche congiunte delle massime portate al colmo e dei corrispondenti volumi di piena attraverso la generazione di 1000 idrogrammi sintetici a partire da 1000 eventi singoli di pioggia di assegnate forma, intensità media e durata. La figura 5a riporta gli scatter plot delle coppie (Q_{max} , V) ricavate dagli idrogrammi sintetici

generati.

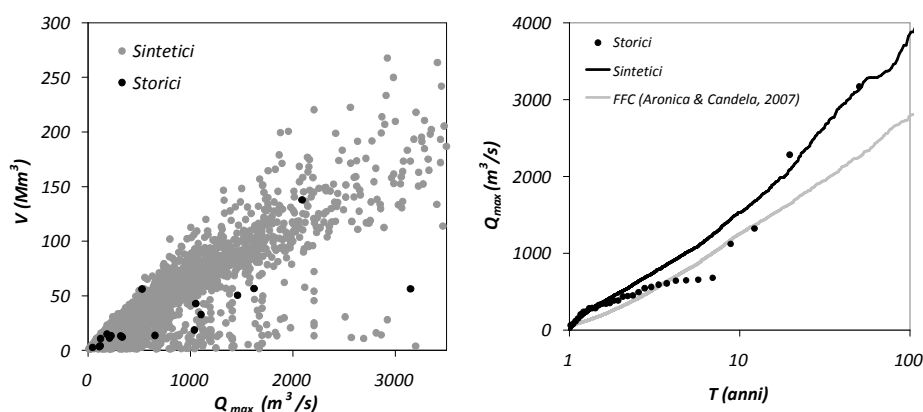


Figura 5. Confronto tra coppie portate massime-volumi generati e osservati (a); curve di frequenza delle portate massime (b)

Il confronto con coppie di valori osservati alla stazione di Drasi (Aronica *et al*, 2012) mostra una buona capacità della procedura a riprodurre sia i valori delle grandezze sia la loro struttura correlativa. Un ulteriore test del modello è stato condotto verificando la sua capacità a riprodurre le statistiche delle sole portate al colmo per le quali si dispone di una serie storica di valori osservati. In Fig. 5b è riportato il confronto tra le curve di frequenza di portata al colmo ottenuta con la procedura qui presentata e i valori della serie storica di portate al colmo registrate a Drasi.

Dall'esame della figura si può facilmente notare come il modello sia in grado di riprodurre in maniera accettabile gli eventi corrispondenti a tempi di ritorno elevati mentre si nota una non buona riproducibilità degli eventi a basso tempo di ritorno.

Per completezza di analisi è riportata, in figura la curva, di frequenza ottenuta con l'applicazione della procedura proposta da Aronica & Candela (2007) che si dimostra invece più affidabile per la riproducibilità di alcuni eventi intermedi ma che globalmente si dimostra meno precisa probabilmente poiché è basata sull'uso della formula razionale con ietogramma rettangolare che non si presta bene alle applicazioni in bacini di notevole estensione.

Questo conferma anche la bontà del modello di generazione delle forzanti pluviometriche che fornisce quindi un valore aggiunto per nell'applicazione dei metodi di derivazione delle FFC basati sulla trasformazione afflussi-deflussi.

5 CONCLUSIONI

In questo studio è stata messa a punto una procedura di tipo Monte Carlo per la derivazione delle curve di frequenza delle portate al colmo e dei volumi corrispondenti accoppiando un modello di generazione delle piogge tramite copule e un modello di trasformazione afflussi-deflussi di tipo distribuito. La verifica delle capacità modellistiche della procedura è stata testata analizzando la capacità di riprodurre le statistiche congiunte delle massime portate al colmo e dei corrispondenti volumi di piena attraverso la generazione di 1000 idrogrammi sintetici a partire da 1000 eventi

singoli di pioggia di assegnate forma, intensità media e durata. La figura 4a riporta gli scatter plot delle coppie (Q_{\max} , V) ricavate dagli idrogrammi sintetici generati. Il confronto con coppie di valori osservati alla stazione di Drasi (Aronica et al, 2012) mostra una buona capacità della procedura a riprodurre sia i valori delle grandezze sia la loro struttura correlativa.

Ringraziamenti. La ricerca è stata sviluppata nell'ambito delle attività della COST Action ESF0901 "European Procedures for Flood Frequency Estimation" (FloodFreq). Gli autori desiderano inoltre ringraziare il Servizio informativo Agrometeorologico Siciliano (SIAS) della Regione Sicilia nella persona del Dott. Luigi Pasotti per la fornitura dei dati pluviometrici.

BIBLIOGRAFIA

- Aronica, G.T., Candela A., Fabio P., Santoro M., Estimation of flood inundation probabilities using global hazard indexes based on hydrodynamic variables, *Physics and Chemistry of the Earth*, 42–44, 2012, 119–129
- Aronica, G.T., & Candela, A. Derivation of flood frequency curves in poorly gauged Mediterranean catchments using a simple stochastic hydrological rainfall-runoff model, *Journal of Hydrology*, 2007, 347, 132–142.
- Bacchi, B., Becciu, G., Kottegoda, N.T., Bivariate exponential model applied to intensities and duration of extreme rainfall. *Journal of Hydrology*, 155, 1994, 225–236.
- Balistrocchi, M., Baldassarre, B. Modelling the statistical dependence of rainfall event variables through copula functions, *Hydrol. Earth Syst. Sci.*, 2011, 15(6), 1959–1977, doi:10.5194/hess-15-1959-2011.
- Blöschl, G., & Sivapalan, M. Process control on flood frequency. Runoff generation, storm properties and return. Centre for Water Research Environmental Dynamics Report, ED 1159 MS, Department of Civil Engineering, The University of Western Australia, 1997.
- Brigandì, G. Il preavviso delle piene in bacini non strumentati attraverso l'uso di precursori idropluviometrici, Ph.D. dissertation, Università di Palermo, 2009.
- Candela A., Noto L.V., Aronica G., Influence of surface roughness in hydrological response of semiarid catchments *Journal of Hydrology* 313, 2005, 119–131
- Chow, V.T., Maidment D.R. & Mays L.W. Applied Hydrology, McGraw-Hill International ed., 1998.
- De Michele, C. & Salvadori, G. A generalized Pareto intensity-duration model of storm rainfall exploiting 2-Copulas, *Journal of Geophysical Research*, 2003, 108(D2), 4067, doi: 10.1029/2002JD002534.
- Di Lorenzo M. "Modello Afflussi-deflussi per lo studio delle piene del fiume salso a Drasi, 1993, Tesi di Laurea, Università di Palermo
- Engman, E.T. Roughness coefficients for routing surface runoff, *ASCE, Journal of Irrigation and Drainage Engineering*, 1986, 112(1), 39–54.
- Favre, A.-C., El Adlouni, S., Perreault, L., Thiemonge, N. & Bobee, B., 2004. Multivariate hydrological frequency analysis using copulas. *Water Resources Research*, 40, W01101.
- Genest C., Favre A.C., 2007. Everything you always wanted to know about copula modeling but were afraid to ask. *Journal of Hydrologic Engineering ASCE*, 12(4), 347–368.
- Genest C., Rivest L., 1993. Statistical inference procedures for bivariate Archimedean copulas. *Journal of the American Statistical Association*, 88 (424), 1034–1043.
- Grimaldi, S. & Serinaldi, F. Design hyetograph analysis with 3-copula function, *Hydrological Sciences Journal*, 2006, 51(2), 223–238.
- Huff, F. A., Time distribution of rainfall in heavy storms, *Water Resources Research*, 1967, 3(4),

- 1007-1019.
- Koutsoyiannis D., Foufoula-Georgiou E., 1993. A scaling model of a storm hyetograph. *Water Resources Research*, 29(7), 2345–2361.
- Loukas, A. Flood frequency estimation by a derived distribution procedure, *Journal of Hydrology*, 2002, 255, 69-89.
- Nelsen R.B., 1999. An introduction to copulas. Lecture notes in statistics. Springer-Verlag New York.
- Noto L.V. & La Loggia G., Derivation of a Distributed Unit Hydrograph Integrating GIS and Remote Sensing, *Journal of Hydrologic Engineering*, 2007, 12(6), 639-650
- Rahman, A., Weinmann, P.E., Hoang, T.M.T. & Laurenson, E.M. Monte Carlo simulation of flood frequency curves from rainfall, *Journal of Hydrology*, 2002, 256, 196-210.
- Regione Siciliana, Assessorato Territorio e Ambiente, Piano Stralcio di Bacino per l'Assetto Idrogeologico della Regione Siciliana, 2004
- Salvadori G. & De Michele C., 2004. Frequency analysis via copulas: theoretical aspects and applications to hydrological events, *Water Resources Research*, 2004, 40, W12511, doi: 10.1029/2004WR003133.
- Salvadori G., De Michele C., Kottegoda N.T., Rosso R., 2007. Extremes in Nature. An approach using copulas. Water Sciences and Technology Library 56. Springer.
- Sklar, A. 1959. Fonctions de répartition à n dimensions et leurs marges. Publishing Institute of Statistical University of Paris 8: 229-231.
- US Department of Agriculture, Soil Conservation Service, National Engineering Handbook, Hydrology. Vol.4, Washington DC, 1972.
- US Department of Agriculture, Soil Conservation Service, National Engineering Handbook, Hydrology. Vol.4, Washington DC, 1986.
- Wooding, R. A. A hydraulic model for the catchment-stream problem: 1. Kinematic wave theory, *Journal of Hydrology*, 1965, 3(3), 254-267.
- Zhang L., Singh V.P. Bivariate rainfall frequency distributions using Archimedean copulas. *Journal of Hydrology*, 2007, 332, 93–109.