

## SULLA STIMA DI FREQUENZA STAGIONALE ED ANNUALE DELLE PIENE FLUVIALI

E. Baratti<sup>1</sup>, A. Montanari<sup>1</sup>, A. Castellarin<sup>1</sup>, J. L. Salinas<sup>2</sup>, A. Viglione<sup>2</sup>, G. Blöschl<sup>2</sup>, A. Bezzi<sup>3</sup>, A. di Giulio<sup>3</sup>, E. Ruzzante<sup>3</sup>

- (1) Dipartimento di Ingegneria Civile, Ambientale e dei Materiali, Università di Bologna, Italia, e-mail: emanuele.baratti@unibo.it; alberto.montanari@unibo.it; attilio.castellarin@unibo.it  
(2) Institute of Hydraulic Engineering and Water Resources Management, Vienna University of Technology, Austria, e-mail: viglione@hydro.tuwien.ac.at; salinas@waterresources.at; bloeschl@hydro.tuwien.ac.at  
(3) Studio Ing. G. Pietrangeli S.r.l., Italy, e-mail: key@pietrangeli.it

### SOMMARIO

*La memoria propone un approccio originale per l'analisi di frequenza delle portate al colmo di piena a scala temporale stagionale ed annuale. L'obiettivo è quello di determinare congiuntamente, per un assegnato tempo di ritorno, sia la portata massima annuale, sia la portata attesa in un determinato periodo intra-annuale (stagione). Tale analisi risulta essere utile nelle fasi di progettazione e realizzazione di opere ingegneristiche che interagiscono con l'alveo attivo quali, ad esempio, dighe ed opere di presa. Tradizionalmente, le distribuzioni di frequenza delle portate al colmo, sia annuali che stagionali, vengono stimate attraverso un'analisi statistica dei deflussi massimi osservati, rispettivamente, durante l'intero anno e nelle corrispondenti stagioni. Tale approccio, tuttavia, porta frequentemente a delle incongruenze tra le distribuzioni di probabilità alle diverse scale temporali. In questo studio il problema di cui sopra è risolto stimando congiuntamente i parametri delle distribuzioni di probabilità in gioco e ponendo adeguati vincoli di congruenza. La stima è effettuata massimizzando una funzione di verosimiglianza dei deflussi massimi osservati sia nei periodi intra-annuali sia nel corso dell'intera annualità.*

### 1 INTRODUZIONE

L'analisi di frequenza delle portate fluviali di piena riveste un ruolo particolarmente importante in diverse applicazioni tecniche quali, ad esempio, la progettazione di opere idrauliche, le procedure di mitigazione del rischio idrogeologico e le strategie di protezione civile. In taluni casi si presenta la necessità di valutare la portata massima attesa in un determinato periodo intra-annuale (stagione), ad esempio in fase di progettazione di opere che interagiscono con l'alveo attivo per diversi mesi dell'anno, quali dighe, opere di regimazione dei deflussi ed opere di presa. A tale fine, la letteratura ha proposto numerose procedure di stima stagionale.

Un aspetto fondamentale dell'analisi di frequenza stagionale delle piene è legato alla congruenza tra le distribuzioni di probabilità intra-annuali ed annuali (Durrans *et al.*, 2003). Ad esempio, le portate al colmo stimate in ogni singola stagione non devono mai superare il valore del massimo a scala temporale annuale a parità di tempo di ritorno.

Sebbene già nel 1951 *Creager et al. (1951)* avessero affrontato il problema della caratterizzazione dei deflussi massimi a scala temporale intra-annuale, tale analisi rimane a tutt'oggi marginalmente trattata in letteratura. Diversi contributi discutono la stagionalità delle portate estreme ma, tuttavia, la maggior parte di essi si pone l'obiettivo di supportare la stima di frequenza delle portate al colmo con informazioni a scala temporale stagionale, piuttosto che concentrarsi sulla stima stagionale vera e propria (*Stedinger et al., 1992*). Ad esempio, *Strupczewski et al. (2012)* e *Kochanek et al. (2012)*, si concentrano sulla stima dei quantili dei massimi annuali di portata al colmo di piena utilizzando dati di piena osservati in due stagioni. Un contributo simile è stato fornito da *Buishand & Demarè (1990)*, i quali tuttavia hanno analizzato altezze di precipitazione, e da *Singh et al. (2005)*.

Tra i contributi dedicati specificamente all'inferenza stagionale è opportuno menzionare quelli di *McCuen & Beighley (2003)*, che affrontano il problema della ricostruzione stagionale dei dati mancanti, e di *Durrans et al. (2003)*. Questi ultimi autori propongono di adattare i coefficienti di asimmetria delle distribuzioni di probabilità stagionali così da ottenere la congruenza con la distribuzione annuale. Risultano inoltre interessanti gli studi recenti di *Fang et al. (2007)* e *Chen et al. (2010)*, quest'ultimo basato sull'utilizzo della funzione copula.

La presente memoria illustra un metodo per la stima congiunta dei parametri di distribuzioni di frequenza delle portate al colmo stagionali ed annuali, le quali sono inferite analizzando i colmi di piena massimi che in ogni anno si sono verificati su tutto il periodo annuale e nel corso di stagioni che possono essere identificate con flessibilità. In particolare, viene utilizzata una funzione di verosimiglianza dei colmi di piena che si verificano alle diverse scale temporali, mediante la quale è possibile stimare congiuntamente i parametri delle distribuzioni di probabilità in gioco.

La memoria presenta infine un'applicazione del metodo proposto all'analisi di frequenza stagionale ed annuale delle portate fluviali di piena del Nilo Blu, al confine tra Sudan ed Etiopia.

## 2 STIMA A MASSIMA VEROSIMIGLIANZA DELLE DISTRIBUZIONI DI FREQUENZA DELLE PIENE FLUVIALI STAGIONALI ED ANNUALI

Si definisce stagione, o periodo intra-annuale, un generico periodo dell'anno caratterizzato da un proprio regime di frequenza dei deflussi fluviali. Ipotizzando di suddividere l'anno in  $N$  stagioni nelle quali i regimi di frequenza delle piene sono indipendenti fra loro, la funzione distribuzione di probabilità cumulata (CDF) dei massimi annuali di portata fluviale  $F_{Q_Y}$  è definita dalla relazione

$$F_{Q_Y}(q | (\theta_1, \dots, \theta_N)) = \prod_{i=1}^N F_{Q_i}(q | \theta_i), \quad i = 1, \dots, N \quad (1)$$

nella quale  $F_{Q_i}$  e  $\theta_i$  rappresentano, rispettivamente, la CDF ed il vettore dei parametri dell' $i$ -esima stagione.

L'eq. (1) mostra chiaramente che sussiste una dipendenza tra le varie CDF stagionali e quella annuale; pertanto, la stima dei parametri delle distribuzioni deve essere opportunamente vincolata. La letteratura ha proposto in passato diverse soluzioni per affrontare detto problema operativo (si veda, ad esempio, *Durrans et al., 2003*; *Strupczewski et al., 2012*). Nell'ambito di questo studio si intende proporre un metodo che permetta

di (a) definire con flessibilità il numero di periodi intra-annuali (stagioni) e (b) di assegnare maggior rilevanza, nell'ambito della procedura di stima, all'informazione riferita a determinati periodi.

Nel dettaglio, l'approccio si struttura nelle seguenti fasi.

1. Dalla serie delle portate osservate, per ogni anno, si estrae sia il massimo verificatosi in ogni stagione ( $SM_i$ ), sia il colmo di piena annuale (AM).
2. Per ogni campione così ottenuto, si definisce un'opportuna distribuzione di probabilità e se ne stimano preliminarmente i parametri.
3. Si calcola la funzione di verosimiglianza congiunta delle distribuzioni stagionali ed annuali con la relazione

$$\ln [L(\theta_1, \dots, \theta_N)] = \sum_{i=1}^N \left\{ w_i \sum_{j=1}^{M_{S_i}} \ln [f_{Q_i}(q_{S_i,j} | \theta_i)] \right\} + w_Y \sum_{k=1}^{M_Y} \ln [f_{Q_Y}(q_{Y,k} | (\theta_1, \dots, \theta_N))] \quad (2)$$

dove  $M_{S_i}$  e  $M_Y$  rappresentano, rispettivamente, la numerosità del campione osservato nell' $i$ -esima stagione ed a scala annuale;  $q_{S_i,j}$  e  $q_{Y,k}$  sono le osservazioni contenute in  $SM_i$  e  $AM$ ;  $f_{Q_i}(q_{S_i,j} | \theta_i)$  e  $f_{Q_Y}(q_{Y,k} | (\theta_1, \dots, \theta_N))$  rappresentano le densità di probabilità della stagione  $i$ -esima e dell'annuale;  $w_i$  e  $w_Y$ , con  $w_Y + \sum_{i=1}^N w_i = 1$ , sono i pesi della distribuzione annuale e dell' $i$ -esima stagione.

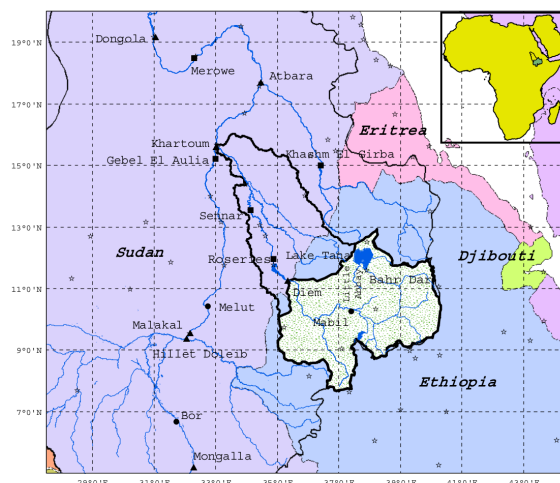
Ricordando la relazione espressa dall'eq. (1), il secondo termine a secondo membro dell'eq. (2) può essere espresso nella forma

$$f_{Q_Y}(q_{Y,k} | (\theta_1, \dots, \theta_N)) = \sum_{i=1}^N \left( \prod_{j=1}^N f_{Q_i}(q_{Y,k} | \theta_i) * F_{Q_j}(q_{Y,k} | \theta_j) \right), i \neq j. \quad (3)$$

Si osservi che la funzione di verosimiglianza così ottenuta dipende unicamente dai parametri delle distribuzioni stagionali, e che in essa compaiono le osservazioni dei valori massimi di portata fluviale alla scala temporale sia stagionale sia annuale.

4. Applicando un algoritmo di ottimizzazione, si massimizza la funzione espressa nell'eq. (2), identificando così il vettore dei parametri ottimale.

I pesi introdotti nell'eq. (2) hanno la funzione di quantificare la rilevanza che ogni singola distribuzione di frequenza riveste nei confronti della stima parametrica complessiva. Detti pesi sono necessari dal momento che la funzione di verosimiglianza espressa dalla eq. (2) fa uso ridondante del valore di portata massimo annuale, che viene utilizzato sia a scala temporale annuale che a quella della relativa stagione. Infatti, il secondo termine a secondo membro dell'eq. (2) non è strettamente necessario, ma viene introdotto per garantire maggiore flessibilità nelle applicazioni pratiche, permettendo di assegnare maggiore importanza alla qualità della stima a scale temporali assegnate (stagionale oppure annuale).



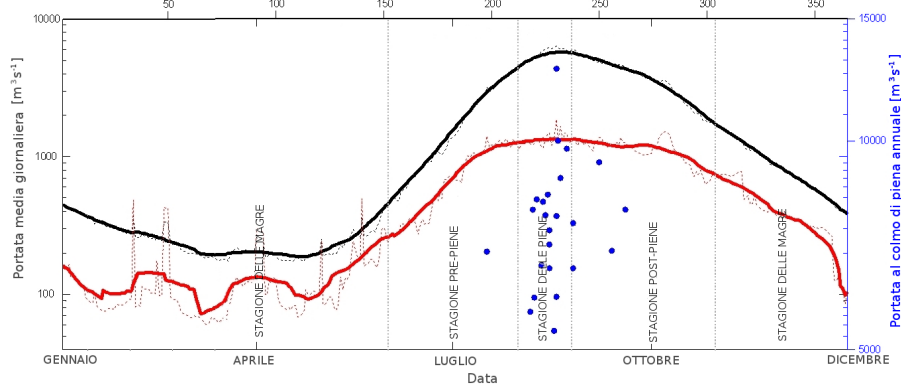
**Figura 1.** Rappresentazione schematica del bacino del fiume Nilo Blu in Etiopia. Fonte: Fig.1 in *Elshamy et al., 2009*.

### 3 APPLICAZIONE AL NILO BLU AL CONFINE TRA SUDAN ED ETIOPIA

Il metodo proposto è stato utilizzato per stimare il regime di frequenza delle piene del Nilo Blu al confine tra Sudan ed Etiopia con riferimento a diversi sottoperiodi annuali. Il Nilo Blu, assieme al Nilo Bianco, è uno dei maggiori affluenti del Nilo. La lunghezza dell'asta fluviale al confine con il Sudan è di circa 800 km, con un'area contributiva di 175000 km<sup>2</sup>. La Figura 1 illustra il bacino idrografico del Nilo Blu alla confluenza col Nilo Bianco, oltre a quello sotteso dalla sezione fluviale considerata.

Con riferimento al Nilo Blu, il Governo Etiope ha raccolto tra il 1961 e il 2005 osservazioni di portata media giornaliera al confine tra Etiopia e Sudan. La serie storica è caratterizzata dalla presenza di dati mancanti. Fra gli anni rimanenti, solamente 25 sono dotati di una percentuale di registrazioni superiore al 70% nel periodo luglio-ottobre, ovvero il periodo nel quale si verificano le maggiori piene. Tale percentuale decresce al progressivo allontanamento da questo periodo, con un minimo di osservazioni nei mesi di marzo-aprile. Le osservazioni di un determinato periodo intra-annuale sono state considerate significative solo se la percentuale dei deflussi disponibili nella stagione risultava essere superiore al 70% di cui sopra. Per l'estrazione della serie di portate massime annuali al colmo di piena, invece, si sono considerati validi gli anni in cui fosse completo l'intero periodo luglio-ottobre.

Il regime delle piene del Nilo Blu presenta una marcata stagionalità caratterizzata da una unica stagione umida, come spesso accade nelle zone monsoniche. Indicazioni riportate in letteratura (*Rientjes et. al., 2011*) distinguono il clima dell'area di studio in due principali stagioni: una umida, che si estende da giugno a settembre, ed una secca, da ottobre a maggio. Durante la stagione umida il Nilo Blu contribuisce per circa due terzi al deflusso complessivo del Fiume Nilo.



**Figura 2.** Valore medio delle osservazioni di portata giornaliera (linea tratteggiata nera sottile), deviazione standard delle osservazioni (linea tratteggiata rossa sottile); medie mobili su 30 giorni dei valori di media e deviazione standard (rispettivamente, linea spessa nera e rossa); serie storica dei massimi annuali di portata al colmo di piena (punti blu).

### 3.1 Identificazione delle stagioni

Per l'individuazione delle stagioni, sono stati considerati sia aspetti legati al regime dei deflussi, sia considerazioni di tipo pratico legate alla necessità di inferire i dati di assegnate stagioni per ragioni di pianificazione dell'utilizzo delle risorse idriche. In Figura 2 è riportato il valore medio dei deflussi giornalieri (linea tratteggiata nera sottile) e la loro deviazione standard (linea tratteggiata rossa sottile); sono inoltre evidenziate le rispettive medie mobili stimate su una finestra temporale di 30 giorni (linea spessa nera e linea spessa rossa). I valori delle portate massime annuali al colmo di piena, rappresentate in figura da punti blu, si leggono sull'asse secondario delle ordinate. Si noti la marcata stagionalità dei deflussi e la presenza di un'unica stagione umida, all'interno della quale si concentrano i massimi annuali di portata al colmo di piena.

Per quantificare la stagionalità dei colmi di piena, sono state utilizzate tecniche di analisi delle statistiche direzionali (Mardia, 1972) applicate al giorno di accadimento dei massimi annuali. Come descritto ad esempio in Bayliss & Jones (1993), la data di accadimento (calendario Giuliano) di un generico evento di piena può essere convertita in una misura angolare attraverso la seguente espressione

$$\alpha_i = (DataGiuliana)_i \left( \frac{2\pi}{365} \right). \quad (4)$$

Pertanto, la data di accadimento di ogni massimo annuale di portata al colmo di piena può essere rappresentata in coordinate polari mediante un vettore di modulo unitario e direzione data dall'eq. (4).

Questo permette di determinare le coordinate  $x$  e  $y$  della media di un campione costituito da  $Z$  date attraverso le seguenti espressioni

$$x = \frac{1}{Z} \sum_{i=1}^Z \cos(\alpha_i); y = \frac{1}{Z} \sum_{i=1}^Z \sin(\alpha_i). \quad (5)$$

Di conseguenza, la direzione  $\bar{\alpha}$  ed il modulo  $r$  del vettore che rappresenta questo punto si ottengono con le relazioni

$$\bar{\alpha} = \arctan\left(\frac{y}{x}\right), \quad (6)$$

$$r = \sqrt{x^2 + y^2}. \quad (7)$$

L'equazione (6) rappresenta una stima della data media del campione costituito dalle  $Z$  date di accadimento del colmo di piena massimo annuale. Detta data può essere convertita in data Giuliana,  $MD$ , mediante la relazione

$$MD = \bar{\alpha} \left( \frac{365}{2\pi} \right). \quad (8)$$

L'equazione (7) fornisce una misura della regolarità del fenomeno. I valori di  $r$  prossimi all'unità implicano una forte stagionalità, ovvero una spiccata regolarità nell'accadimento del massimo annuale di portata al colmo; al contrario, valori prossimi allo zero sono sintomatici di una elevata dispersione durante l'intero anno. Attraverso le statistiche direzionali è usualmente identificato l'inizio e la fine della stagione delle piene annuali mediante la relazione

$$\alpha_{Inizio, Fine} = \bar{\alpha} \pm \sigma, \quad (9)$$

nella quale il segno positivo, oppure negativo, corrisponde all'inizio, oppure alla fine, della stagione e  $\sigma$  è la deviazione standard in radianti fornita da  $\sigma = \sqrt{-2 \ln(r)}$  (Mardia, 1972). Le misure angolari medie così ottenute possono essere riconvertite nella data Giuliana tramite l'eq (8).

Le statistiche direzionali sono state applicate alla serie delle portate dei colmi annuali del Nilo Blu al confine con il Sudan ed Etiopia. I risultati mostrano che i colmi di piena annui presentano un'estrema regolarità, con un valore di  $r$  pari a 0,98 (si consideri che se i colmi si verificassero tutti nel medesimo giorno  $r$  assumerebbe un valore pari all'unità).

La maggior parte delle date del campione dei massimi annuali osservati rientra in un periodo di tre settimane compreso tra il 31 luglio ed il 25 agosto. Pertanto, detto periodo è stato adottato quale stagione delle piene. Per caratterizzare ulteriormente il regime dei deflussi sono stati definiti tre ulteriori periodi intra-annuali (vedi Fig.2): una stagione di magra (1 novembre-31 maggio), una stagione di pre-piena (1 giugno-30 luglio) ed una stagione di post-piena (26 agosto-31 ottobre). Per ognuno di detti periodi, e per ogni anno di osservazione, sono state quindi estratte le massime portate di piena giornaliere. La Tabella 1 mostra i valori empirici del coefficiente di correlazione di Pearson tra le serie dei massimi annuali di portata osservati nelle stagioni sopra indicate. Sulla base della numerosità dei campioni utilizzati per il calcolo dei valori empirici del coefficiente di correlazione, riportati nella prima colonna della Tabella 2, si può osservare che l'ipotesi di indipendenza delle distribuzioni intra-annuali non può mai essere rigettata al livello di significatività del 5%, con l'unica eccezione della stagione delle piene che risultata positivamente correlata con quella delle post-piense.

È importante sottolineare che, teoricamente, il numero dei periodi intra-annuali può essere definito arbitrariamente, a patto di rispettare l'indipendenza tra le distribuzioni di frequenza delle piene stagionali. Tuttavia, all'aumentare del numero delle stagioni, cresce anche la probabilità che vi sia correlazione tra esse. È inoltre significativo notare che l'identificazione dei periodi intra-annuali sulla base di considerazioni climatiche, piuttosto

che in base ad una selezione arbitraria, porta alla definizione di sottoperiodi ben distinti dal punto di vista dei processi di formazione dei deflussi e, quindi, si verifica una maggiore probabilità di soddisfare l'ipotesi di indipendenza (Waylen & Woo, 1982; Durrans et al., 2003; Strupczewski et al., 2012; Kochanek et. al., 2012).

### 3.2 Stima delle distribuzioni di frequenza dei colmi di piena stagionali ed annuali

La Tabella 2 riporta i risultati del Plotting Position Correlation-Coefficient test (PPCC) (Vogel, 1986; Castellarin et al., 2004) utilizzato per verificare la bontà di adattamento della distribuzione di Gumbel alle serie storiche dei massimi stagionali ed annuali. Nel caso specifico, la variabile test riportata in tabella coincide con il coefficiente di correlazione lineare calcolato tra la generica serie di osservazioni del massimo stagionale di portata al colmo di piena e le corrispondenti serie della probabilità di non superamento campionaria, espressa attraverso la variabile ridotta di Gumbel (ovvero  $y = -\ln(-\ln(F))$ , dove  $F$  indica la probabilità di non superamento). È inoltre riportato il valore minimo ammissibile del test al livello di significatività del 5%. Si nota che per tutte le stagioni, la distribuzione di Gumbel supera il test.

I valori iniziali dei parametri delle distribuzioni sono stati stimati attraverso il metodo degli L-momenti (Hosking & Wallis, 1997) (vedi Tabella 3). La verosimiglianza globale delle distribuzioni stagionali e dell'annuale espressa dall'eq. (2) è stata massimizzata assumendo dei pesi uniformi ed utilizzando un algoritmo di ottimizzazione genetico (Mebane & Sekhon, 2011). La Figura 3 mostra, in carta probabilistica di Gumbel, le distribuzioni stagionali inizialmente stimate (linee tratteggiate), la funzione di ripartizione empirica delle osservazioni (punti) e le distribuzioni stagionali stimate attraverso il metodo a massima verosimiglianza (linee continue). Vengono inoltre mostrate le CDF annuali ottenute attraverso la stima col metodo degli L-momenti (linea blu tratto-punto) ed applicando l'eq. (1) alle distribuzioni intra-annuali ottenute in seguito al processo di ottimizzazione (linea blu continua). In Tabella 3 vengono riportati i parametri delle distribuzioni stagionali stimati sia inizialmente (individualmente) che successivamente (congiuntamente) attraverso la massimizzazione della verosimiglianza globale. La figura 3 mostra un buon accordo tra i campioni osservati, le distribuzioni iniziali e quelle stimate congiuntamente. Tuttavia, la figura mostra che le differenze tra le CDF stagionali iniziali (stimate, separatamente le une dalle altre, con il metodo degli L-momenti) e le stime congiunte non sono trascurabili in alcuni casi, con queste ultime che tendono a sottostimare leggermente le portate al colmo all'aumentare del tempo di ritorno. Si può inoltre notare che la differenza tra la CDF della stagione post-piense stimata individualmente (metodo degli L-momenti) e quella stimata congiuntamente (verosimiglianza globale) è modesta.

**Tabella 1.** Valori empirici del coefficiente di correlazione di Pearson tra i massimi annuali di portata osservati nelle diverse stagioni definite per il Nilo Blu al confine tra Etiopia e Sudan.

STAGIONE	Magre	Pre-piense	Piense	Post-piense
Magre	1	-0.018	0.000	0.355
Pre-piense	—	1	0.008	0.158
Piense	—	—	1	0.526
Post-piense	—	—	—	1

**Tabella 2.** Test di adattamento PPCC per il modello di Gumbel: numerosità del campione, coefficiente di correlazione lineare (variabile test), valori della variabile test per un livello di significatività del 5%.

STAGIONE	Numerosità campionaria	Coefficiente di correlazione	Valore del test $\alpha_{5\%}$
Magre	18	0.972	0.933
Pre-piene	21	0.974	0.940
Piene	25	0.981	0.946
Post-piene	24	0.992	0.944
AMS	25	0.977	0.946

Si può pertanto considerare che l'effetto della correlazione tra questa stagione e le altre possa essere, almeno in prima battuta, trascurato. Ricerche attualmente in atto stanno cercando di risolvere questo tipo di problema.

#### 4 CONCLUSIONI

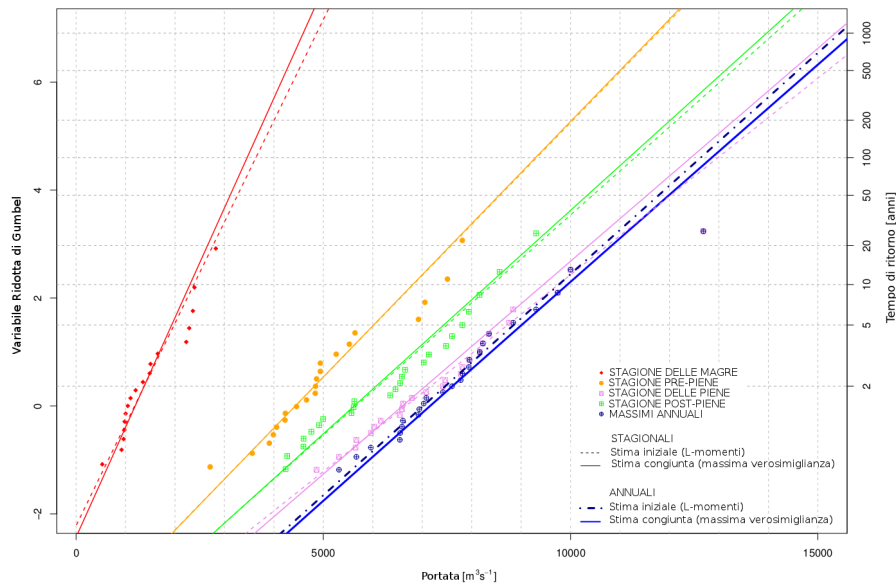
Nello studio è stato proposto un approccio basato sul metodo della massima verosimiglianza per la stima congiunta delle distribuzioni di frequenza delle portate al colmo di piena stagionali ed annuali. L'approccio sembra caratterizzato da una certa utilità nella progettazione di opere ingegneristiche e manufatti civili interferenti direttamente con l'alveo attivo, come anche nella corretta pianificazione dell'uso del suolo delle aree latitanti i corsi d'acqua, come ad esempio le espansioni golenali.

Il metodo proposto permette di risolvere il problema pratico della stima della portata al colmo di piena associata ad una data probabilità di non superamento (espressa comunemente in termini di tempo di ritorno) sia a scala temporale annuale che a scala intra-annuale, garantendo la compatibilità tra le relative distribuzioni di frequenza. Nella pratica progettuale non è infrequente il ricorso per una data sezione fluviale a distribuzioni di frequenza delle piene annuali e stagionali, identificate separatamente ed indipendentemente le une dalle altre. Se da un punto di vista operativo questa procedura si contraddistingue per la relativa semplicità di messa in pratica, dall'altro può evidentemente portare a delle incongruenze tra la distribuzione di frequenza annuale e quelle stagionali. Un esempio è il caso in cui, per tempi di ritorno superiori ad un determinato valore, i quantili stagionali delle portate al colmo di piena risultino superiori ai corrispondenti quantili an-

**Tabella 3.** Parametri delle distribuzioni stagionali [ $m^3 s^{-1}$ ]: stima iniziale e stima congiunta a massima verosimiglianza.

STAGIONI	STIMA INIZIALE (L-momenti)		STIMA CONGIUNTA (Verosimiglianza globale)	
	Posizione	Scala	Posizione	Scala
Magra	1182	533	1195	492
Pre-piene	4433	1061	4432	1056
Piene	6666	1372	6600	1267
Post-piene	5660	1226	5622	1208





**Figura 3.** Funzioni di ripartizione empiriche (CDF) delle osservazioni dei colmi di piena annuali e stagionali (punti) e relative distribuzioni di Gumbel stimate inizialmente col metodo degli L-momenti (linee tratteggiate); CDF di Gumbel dei massimi annuali di portata al colmo di piena stimata col metodo degli L-momenti (linea blu tratto-punto); CDF stagionali ottenute massimizzando la funzione di verosimiglianza globale (linee continue, vedi sezione 2); CDF annuale ottenuta come prodotto delle CDF stagionali attraverso l'equazione (2) (linea continua blu).

nuali. La procedura proposta e sperimentata nel presente studio, invece, risolve questo problema.

Inoltre, una caratteristica saliente della procedura proposta è quella di permettere l'introduzione di pesi soggettivi nella funzione di verosimiglianza, che permettano di enfatizzare l'importanza di una o più stagioni nei confronti della distribuzione annuale. Infine, una caratteristica ulteriore della metodologia proposta, che pare opportuno porre in rilievo in questa sede, è quella di poter definire numero e limiti temporali delle stagioni di riferimento con grande flessibilità, a patto che venga rispettata l'ipotesi di indipendenza tra i colmi di piena osservati nelle stagioni stesse. Se la possibilità di definire le stagioni di riferimento in maniera flessibile rappresenta un aspetto particolarmente interessante ai fini delle applicazioni pratiche (si pensi ad esempio all'identificazione delle portate di piena temibili all'interno di un'area golenale adibita stagionalmente a zona ricreativa) il vincolo di indipendenza statistica tra il regime di frequenza dei diversi periodi intra-annuali può talvolta rappresentare un limite applicativo. Sono attualmente in corso ulteriori indagini che permettano di svincolare la procedura proposta dalla citata ipotesi di indipendenza, assicurando in questo modo la massima flessibilità della procedura nelle applicazioni pratiche.

## BIBLIOGRAFIA

- Bayliss, A.C. & Jones, R.C. Peaks-over-threshold flood database: Summary statistics and seasonality, Institute of Hydrology Report No. 121, Natural Environment Research Council, Earth Surf. Process. Landforms, 19, 675, 1993.
- Buishand, T.A. & Demarè, G.R. Estimation of the annual maximum distribution from samples of maxima in separate seasons, *Stochastic Hydrology and Hydraulics*, 4, 89–103, 1990.
- Castellarin, A., Vogel, R.M. & Brath, A. A stochastic index flow model of flow duration curves, *Water Resources Research*, 40, W03104, 2004.
- Chen, L., Guo, S., Yan, B., Liu, P. & Fang, B. A new seasonal design flood method based on bivariate joint distribution of flood magnitude and date of occurrence, *Hydrological Sciences Journal*, 55, 1264–1280, 2010.
- Creager, W.P., Kinnison, H.B., Shifrin, H., Snyder, F.F., Williams, G.R., Gumbel, E.J. Matthes, G.H. Review of flood frequency methods: final report of the subcommittee of the joint division committee on floods. Trans. ASCE 116, 1220–1230, 1951.
- Durrans, S.R., Eiffe, M.A., Thomas, W.O.Jr. & Goranflo, H.,M. Joint Seasonal/Annual Flood Frequency Analysis, *Journal of Hydrologic Engineering*, 8, 181–189, 2003.
- Elshamy, M.E., Seierstad, I.A. & Sorteberg, A.: Impacts of climate change on Blue Nile flows using bias-corrected GCM scenarios, *Hydrology and Earth System Sciences*, 13, 551–565, 2009.
- Fang, B., Guo, S., Wang, S., Liu, P. & Xiao, Y. Non-identical models for seasonal flood frequency analysis, *Hydrological Sciences Journal*, 52, 974–991, 2007
- Hosking, J.R.M. & Wallis, J.R. Regional frequency analysis – An approach based on L-moments, Cambridge University Press, New York.
- Kochanek, K., Strupczewski, W.G. & Bogdanowicz, E. On seasonal approach to flood frequency modelling. Part II: flood frequency analysis of Polish rivers, *Hydrological Processes*, 26, 717–730, 2012.
- Mardia, K. V. Statistics of Directional Data, Academic, San Diego, Calif., 20, 662–664, 1972.
- McCuen, R.H. & Beighley, R.E. Seasonal flow frequency analysis, *Journal of Hydrology*, 279, 43–56, 2003.
- Mebane, W.R.Jr. & Sekhon, J.S. Rgenoud: Genetic Optimization Using Derivatives: The rgenoud Package for R, *Journal of Statistical Software*, 42, 1–26, 2011.
- Rientjes, T.H.M., Haile, A.T., Kebede, E., Mannaerts, C.M.M., Habib, E. & Steenhuis, T.S. Changes in land cover, rainfall and stream flow in Upper Gilgel Abbay catchment, Blue Nile basin–Ethiopia, *Hydrology and Earth System Sciences*, 15, 1979–1989, 2011.
- Singh, V.P., Wang, S.X. & Zhang, L. Frequency analysis of nonidentically distributed hydrologic flood data, *Journal of Hydrology*, 307, 175–195, 2005.
- Stedinger, J.R., Vogel, R.M. & Foufoula-Georgiou, E. Frequency analysis of extreme events, *Handbook of Hydrology*, D.R Maidment ed., 1992.
- Strupczewski, W.G., Kochanek, K., Bogdanowicz, E. & Markiewicz, I. On seasonal approach to flood frequency modelling. Part I: flood frequency analysis of Polish rivers, *Hydrological Processes*, 26, 705–716, 2012.
- Vogel, R.M. The probability plot correlation coefficient test for the normal, log-normal and Gumbel distributional hypothesis, *Water Resources Research*, 22, 587–590, 1986.
- Waylen, P. & Woo, M.K. Prediction of Annual Floods Generated by Mixed Processes, *Water Resources Research*, 18, 1283–1286, 1982.