

ANALISI REGIONALE DELLE PIOGGE BREVI IN BASILICATA

Pierluigi Claps e Eugenio Straziuso

Dipartimento di Ingegneria e Fisica dell'Ambiente,

Università' della Basilicata, Potenza.

1. INTRODUZIONE

Questo lavoro è parte del programma di analisi regionale di frequenza delle piene in Basilicata ed ha come obiettivo la definizione delle leggi intensità-durata-frequenza delle precipitazioni sulla regione, utili ai fini dell'applicazione dei metodi afflussi-deflussi per la determinazione indiretta degli idrogrammi di piena. L'analisi che viene qui è preceduta da elaborazioni svolte da Gabriele e Iiritano (1994) con riferimento ai massimi annui delle piogge giornaliere, analisi in seguito riveduta ed aggiornata, ed è principalmente indirizzata alla determinazione dei caratteri di distribuzione spaziale dei parametri di posizione delle distribuzioni di probabilità delle piogge di breve durata. La finalità operativa è quella di consentire la determinazione delle relazioni intensità-durata (curve di probabilità pluviometrica) sia puntuali che areali sul territorio della Basilicata, in modo da poter stimare il valore della massima altezza di pioggia annua, in un sito o su un'area, per una durata ed un periodo di ritorno assegnati.

L'analisi di frequenza dei massimi di pioggia di breve durata è basata, secondo lo schema suggerito nell'ambito del progetto VAPI (Versace, 1994), sull'adozione della distribuzione di probabilità del valore estremo a doppia componente -TCEV- (Rossi e Versace, 1982; Rossi *et al.*, 1984). Le fasi di stima del modello probabilistico seguono l'approccio gerarchico inizialmente suggerito da Fiorentino *et al.* (1987), secondo il quale, a partire dai parametri di ordine maggiore, si individuano regioni (zone, sottozone, aree omogenee) nelle quali i parametri stessi possono essere considerati costanti o dipendenti da caratteristiche fisiografiche. Nel seguito si esporranno i risultati emersi durante le analisi sviluppate per livelli di regionalizzazione, partendo dal terzo e dal secondo che si riferiscono rispettivamente alle analisi regionali del coefficiente di asimmetria e del coefficiente di variazione.

1.1. Area in esame e dati utilizzati

La regione in esame è quella relativa ai bacini del versante ionico della Basilicata (figura 1), che comprende i bacini del Bradano, del Basento, del Cavone, dell'Agri e del Sinni e misura circa 8500 Km². Risultano incluse nell'analisi anche zone relative ad alcuni bacini minori, tra cui quello del Noce.

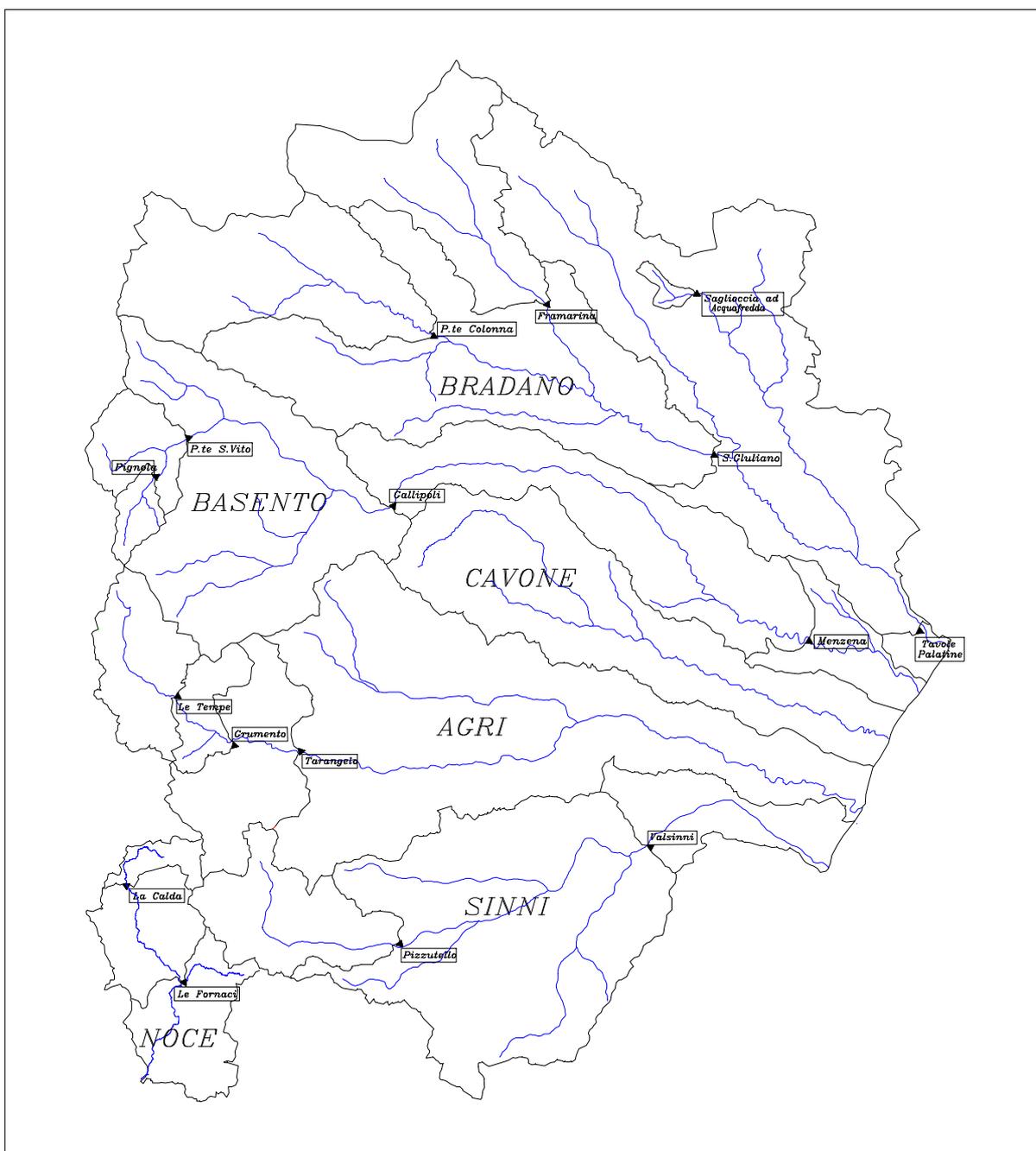


Fig. 1. Area di indagine con indicazione delle sezioni idrometriche monitorate dal SIMN.

I dati pluviometrici analizzati sono desunti dalle pubblicazioni del Servizio Idrografico Italiano (oggi SIMN) relative ai Compartimenti di Catanzaro, Bari e Napoli. L'archivio dei dati pluviografici, basato sulle citate pubblicazioni, è aggiornato al 1987. Per alcune stazioni è stato tuttavia possibile, grazie alla collaborazione fra il SIMN di Catanzaro ed il C.N.R.-I.R.P.I. di Rende (CS), utilizzare i dati, non ancora pubblicati, aggiornati al 1992.

I dati utilizzati sono riportati in Appendice B e sono relativi a 55 stazioni pluviografiche con almeno 15 anni di funzionamento. Alcune stazioni sono situate all'esterno dei limiti di bacino allo scopo di migliorare le stime dei parametri areali relativi ai bacini idrografici. L'ubicazione delle stazioni all'interno della regione è mostrata nella figura 2.



Fig. 2. Ubicazione delle stazioni pluviografiche considerate.

2. ANALISI REGIONALE AL PRIMO E AL SECONDO LIVELLO DI REGIONALIZZAZIONE

L'analisi regionale dei dati di precipitazioni estreme al primo ed al secondo livello di regionalizzazione è finalizzata alla determinazione delle curve regionali di crescita della grandezza in esame. In pratica, per utilizzare al meglio le caratteristiche di omogeneità spaziale dei parametri della legge TCEV di ordine superiore al primo (essenzialmente i coefficienti di variazione e di asimmetria), è utile rappresentare la legge $F(X_t)$ della distribuzione di probabilità cumulata del massimo annuale di precipitazione di assegnata durata X_t come prodotto tra il suo valor medio $\mu(X_t)$ ed una quantità K_T , detta *fattore probabilistico di crescita*, funzione del periodo di ritorno T e della durata t , definito dal rapporto:

$$K_{t,T} = \frac{X_{t,T}}{\mu(X_t)} \quad (1)$$

La curva di distribuzione di probabilità del rapporto (1) corrisponde alla cosiddetta *curva di crescita*, che ha caratteristiche regionali in quanto è unica nell'ambito della regione nella quale sono costanti i tre parametri della TCEV dipendenti dal secondo e dal terzo momento.

La variabilità del fattore di crescita con la durata t , legata alla variabilità dei parametri della TCEV di ordine superiore al primo, è praticamente trascurabile, come segnalato in NERC (1975). Una verifica è stata è stata comunque effettuata sui dati in esame, attraverso la rappresentazione grafica delle medie pesate regionali dei coefficienti di asimmetria, Ca , e di variazione, Cv , calcolati per le durate per le quali sono disponibili i dati pluviometrici (figura 3).

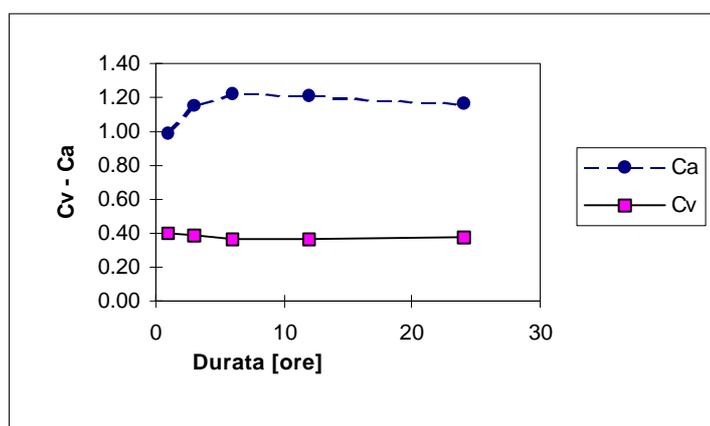


Fig 3. Massimi annuali delle piogge orarie: valori medi regionali osservati di Cv e Ca .

L'indipendenza di K_T dalla durata comporta che ai massimi delle piogge orarie si possono applicare anche risultati ottenuti con riferimento alle piogge giornaliere, per le quali la base di riferimento è certamente più cospicua, sia per il maggior numero di stazioni che per la maggior lunghezza delle serie. Risulta quindi evidente l'opportunità di estendere alle piogge

orarie i risultati ottenuti ai primi due livelli di regionalizzazione delle piogge giornaliere X_g in Basilicata.

Con riferimento ad X_g è stata individuata una zona omogenea unica al I livello, nella quale possono essere considerati costanti i parametri Θ^* e Λ^* della TCEV. Al II livello sono invece presenti due sottozone omogenee (nord e sud-ovest) nelle quali è costante anche il valore del parametro Λ_1 .

In base ai valori regionali dei suddetti parametri, calcolati da Gabriele e Iiritano (1994) è possibile ricostruire le curve di crescita per le tre sottozone, tenendo presente che l'espressione teorica del fattore di crescita secondo la distribuzione TCEV assume la forma:

$$F_{K_T}(k) = \exp\left[-\Lambda_1 \exp\left(-\frac{k}{\Theta_1}\right) - \Lambda_2 \exp\left(-\frac{k}{\Theta_2}\right)\right] \quad (2)$$

in cui $\Theta_2 = \Theta_* \Theta_1$, $\Lambda_2 = \Lambda_* \Lambda_1^{1/\Theta_*}$, mentre il valore del parametro Θ_1 si ricava dalla relazione

$$m = E[K_T] = \Theta_1 \left[\ln \Lambda_1 + 0.57722 - \sum_{j=1}^{\infty} \frac{(-1)^j \Lambda_*^j}{j!} \Gamma(j/\Theta_*) \right] \quad (3)$$

imponendo $E[K_T]=1$.

La relazione $F=1-1/T$ tra probabilità cumulata e periodo di ritorno consente di determinare la funzione $K_T = K_T(T)$. Tale dipendenza, poiché la (2) non è direttamente invertibile, viene mostrata nelle figure 4 e 5.

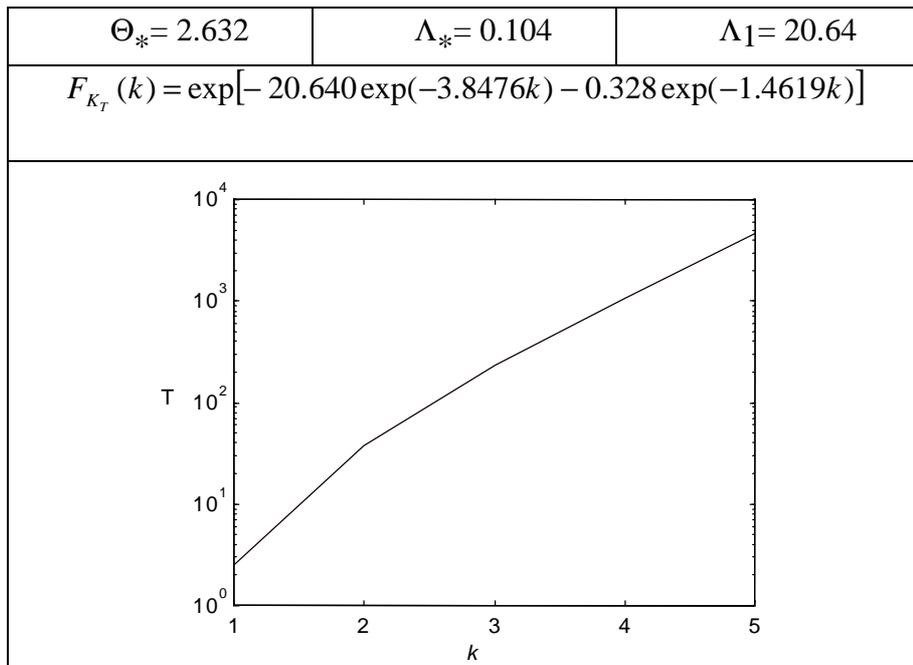


Fig. 4. Fattore di crescita con il periodo di ritorno: zona omogenea A (Nord).

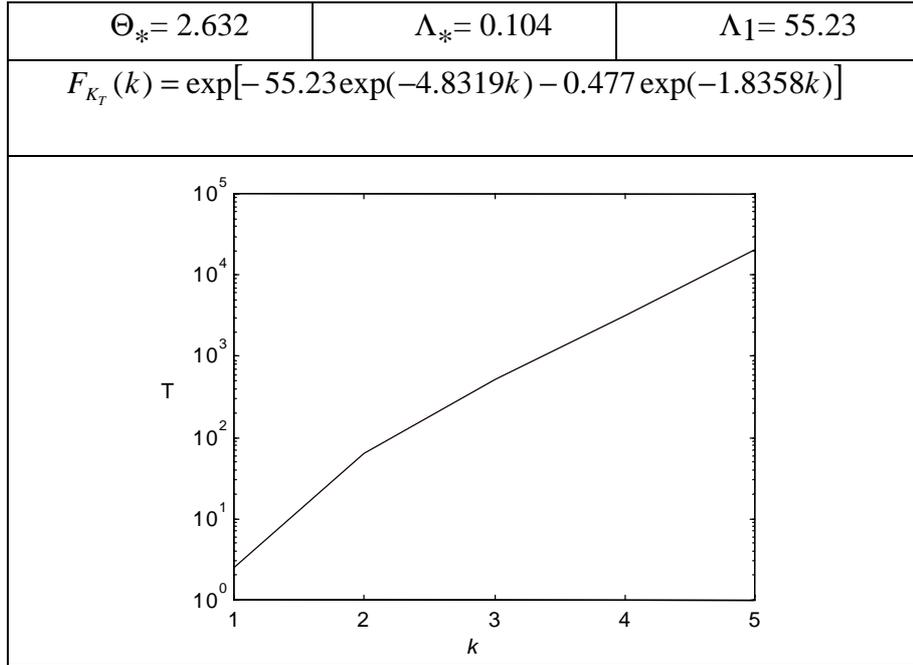


Fig. 5. *Fattore di crescita con il periodo di ritorno: zona omogenea B (Sud-Ovest).*

In alternativa all'uso delle rappresentazioni grafiche delle curve di crescita, il valore di K_T può essere ricavato direttamente in funzione di T attraverso una approssimazione asintotica (Rossi e Villani, 1995, p.134) della legge di crescita. La relazione è:

$$K_T = a + b \ln T \quad (4)$$

in cui

$$a = \frac{(\Theta_* \ln \Lambda_* + \ln \Lambda_1)}{h} ; \quad b = \frac{\Theta_*}{h} \quad (5)$$

con

$$h = \ln \Lambda_1 + C - T_0 \quad (6)$$

e

$$T_0 = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{(-1)^i \Lambda_*^i}{i!} \Gamma\left(\frac{i}{\Theta_*}\right) \quad (7)$$

In tabella 1 vengono riportati i valori dei parametri a e b , unitamente a quelli di η e T_0 in base ai quali sono stati calcolati, che consentono di determinare nella forma (4) le leggi di crescita relative alle sottozone omogenee. E' utile evidenziare che l'uso dell'approssimazione

asintotica comporta una leggera sottostima del fattore di crescita, con errori che però sono superiori al 5% solo per $T < 40$ anni.

Zona omogenea	a	b	T_0	h
A (nord)	-0.8804	0.7348	-0.2633	3.8678
B (sud-ovest)	-0.4990	0.5857	-0.2633	4.8520

Tab. 1. Coefficienti da utilizzare nell'espressione asintotica (4).

3. REGIONALIZZAZIONE DELLE MEDIE DEI MASSIMI DI PIOGGIA PER ASSEGNATA DURATA.

Obiettivo del terzo livello di regionalizzazione dei massimi annuali delle piogge brevi è la definizione di relazioni utili alla valutazione di un parametro di posizione della distribuzione di probabilità (generalmente la media) in un generico sito o come valore caratteristico di un'area.

Data l'elevata variabilità spaziale dei parametri di posizione, in presenza di dati le loro stime migliori risultano dal calcolo diretto, per cui $\mu(X_t)$ viene ottenuta come media aritmetica \bar{x}_t dei dati disponibili. Avendo a disposizione un numero sufficiente di dati, $\mu(X_t)$ può risultare anche da una stima di massima verosimiglianza della distribuzione TCEV vincolata ai valori dei parametri ottenuti ai livelli gerarchici superiori. Ai fini pratici le differenze tra le due stime sono comunque abbastanza modeste (Versace *et al.*, 1989).

Nei siti sprovvisti di stazioni di misura o i cui dati siano giudicati inaffidabili, la stima del parametro di posizione è solitamente affidata a relazioni, che vengono istituite per aree omogenee, tra \bar{x}_t e parametri come quota, distanza dal mare, esposizione, etc.

L'individuazione delle aree omogenee al terzo livello avviene solitamente con riferimento alle medie \bar{x}_g delle piogge giornaliere, sempre per ragioni legate alla maggiore disponibilità di stazioni e dati/stazione. Tuttavia, per la regione in indagine, precedenti analisi sulla variabilità spaziale di \bar{x}_g (Dell'Aera, 1991; Gabriele e Iiritano, 1994) non hanno consentito di individuare aree nelle quali fossero evidenti legami quali quelli sopra accennati.

In assenza delle indicazioni su eventuali aree omogenee al III livello, l'analisi delle medie delle piogge brevi è consistita nell'identificazione delle isoiete di \bar{x}_t , per le diverse durate, utilizzando un metodo geostatistico, il kriging, in analogia a quanto proposto da Franchini e Galeati (1994) e da Gabriele e Iiritano (1994). Tale metodo, a differenza di altri, consente di interpolare tenendo conto della relazione fra la varianza campionaria e la varianza spaziale dei dati, secondo un approccio di tipo stocastico.

Una significativa ricaduta dell'applicazione dei metodi di interpolazione spaziale, e di quello geostatistico in particolare, è rappresentata dalla possibilità di individuare con maggiore chiarezza, in base all'andamento delle isoiete dei massimi, eventuali tendenze geografico-altimetriche nella variabilità spaziale dei parametri.

3.1. Applicazione della tecnica del kriging per la stima di \bar{x}_i

Il *kriging* è un metodo di interpolazione lineare, basato su un approccio statistico, che consente di ottimizzare in un assegnato punto P_0 la stima del valore di una variabile regionalizzata z misurata in un certo numero di punti P_i . Modificando con continuità la posizione del punto P_0 è possibile determinare l'intero campo della variabile in esame. Una variabile è detta *regionalizzata (ReV)* se descrive un fenomeno che è diffuso nello spazio (e/o nel tempo) e che mostra una certa struttura di correlazione fra i valori misurati in siti diversi.

Secondo il metodo geostatistico (v. es. Journel e Huijbregts, 1978; de Marsily, 1986; Isaaks e Srivastava, 1989; Cressie, 1991; Bruno e Raspa, 1994) la stima di z in un punto privo di osservazioni è effettuata attraverso una media pesata dei valori osservati negli altri siti della regione, con i pesi che dipendono dalla struttura di correlazione osservata. Questa, a sua volta, è legata alla distanza tra le stazioni.

L'interpretazione probabilistica di una variabile regionalizzata $z(P)$ come una particolare realizzazione di una funzione casuale comporta la necessità di inferire, almeno in parte, sulla legge di probabilità associata alla funzione stessa. Perché ciò si renda possibile a partire da una singola realizzazione della *ReV* (che è rappresentata dalle osservazioni di sponibili nei punti P_i) è necessario appoggiarsi alle ipotesi di *stazionarietà e di ergodicità* della funzione casuale.

In base a tali ipotesi, che risultano in generale piuttosto restrittive se applicate a variabili meteorologiche, considerati due punti qualsiasi P_i e P_j del dominio spaziale, separati dal vettore distanza h , la covarianza fra le variabili casuali ivi definite, quali che siano i punti P e la distanza h , è data da:

$$Cov[z(P_i), z(P_j)] = E[(z(P_i) - \mathbf{m}) \cdot (z(P_i + h) - \mathbf{m})] = Cov[z(P_i), z(P_i + h)] \quad (8)$$

L'analisi della struttura di covarianza spaziale della variabile regionalizzata è resa particolarmente efficace se effettuata tramite l'analisi del suo semivariogramma spaziale, $\gamma[z(h)]$, espresso da:

$$g[z(P), z(P + h)] = \frac{1}{2} Var[z(P)] - Cov[z(P), z(P + h)] + \frac{1}{2} Var[z(P + h)] \quad (9)$$

con il quale si valuta il peso della covarianza tra due punti qualsiasi a distanza h in rapporto alle rispettive varianze.

Se le variabili casuali $z(P)$ e $z(P+h)$ non sono correlate ma appartengono alla stessa funzione casuale e quindi hanno la stessa struttura probabilistica (cioè uguale varianza), per la (9) si ha:

$$g[z(y), z(y) + h] = \text{Var}[z(y)] \quad (10)$$

che è il risultato a cui si perviene comunque ad una distanza h^* tale che tra le stazioni non si evidenzia più nessuna correlazione. Tale valore, che rappresenta l'asintoto del semivariogramma è detto *sill* e corrisponde alla varianza spaziale della variabile, mentre la distanza h^* è detta *range* del semivariogramma. Il valore di $\gamma(z(0))$, che rappresenta la varianza campionaria, cioè quella relativa alla funzione casuale considerata unicamente in un generico punto, è detto *nugget*.

La stima dei valori incogniti $z(P)$ nei siti sprovvisti di osservazioni avviene tramite l'applicazione di pesi moltiplicativi sui valori noti, pesi che sono determinati nel rispetto della funzione di semivariogramma teorico legata alla variabile casuale. Per motivi di snellezza del metodo di stima è infatti opportuno far riferimento ad una forma funzionale di semivariogramma (teorico), piuttosto che a quello direttamente ottenuto dai dati (detto *sperimentale*), che si individua secondo il criterio del miglior adattamento alla curva sperimentale.

Utilizzando la tecnica appena descritta, conoscendo i dati relativi alle 55 stazioni pluviografiche considerate nella regione in esame, sono stati calcolati i valori della funzione casuale \bar{x}_t in corrispondenza dei nodi di una griglia regolare. Tramite questi valori si sono tracciate le isolinee di \bar{x}_t , per le durate 1, 3, 6, 12 e 24 ore. Le linee isoparametriche sono riportate in Appendice A, nelle figure A1-A5, nelle quali sono anche mostrati i semivariogrammi sperimentali e di miglior adattamento, con i relativi valori di nugget, sill e range. Come si può notare dalle figure, il modello teorico Gaussiano si adatta in maniera soddisfacente ai diversi semivariogrammi sperimentali, con valori del range stabili per durate superiori ad 1 ora e con rapporti sill/nugget crescenti fino alla durata di 12 ore.

Dall'esame dell'andamento delle isolinee si evidenzia che per le precipitazioni di durata superiore a 12 ore, i valori più elevati di \bar{x}_t si riscontrano sulla dorsale appenninica e, in particolare, sul massiccio del Pollino e nella zona di Maratea-Lagonegro. Per tali precipitazioni, dunque, sembrerebbe di rilevare un'influenza dell'esposizione e della quota dei siti di misura sui valori di \bar{x}_t . Per le precipitazioni di durata inferiore, invece, il parametro caratterizzante il valore dell'altezza di pioggia sembra essere la sola distanza dal mare.

La rappresentazione a curve isoparametriche consente la stima del valore di \bar{x}_t in un generico sito attraverso un'interpolazione lineare fra le curve più vicine al punto stesso. La determinazione delle medie \bar{x}_t per le diverse durate dà la possibilità di costruire la relazione intensità-durata necessaria per la valutazione indiretta delle portate di piena. Per evitare di dover ricorrere a macchinose ricostruzioni per via grafica dei suddetti valori e per supportare

una successiva fase di riconduzione dei parametri puntuali a valori rappresentativi di un'area, sulla regione in indagine è stata ricostruita anche la distribuzione spaziale dei parametri della legge intensità-durata, le cui fasi sono descritte nel paragrafo seguente.

4. REGIONALIZZAZIONE DELLE CURVE DI PROBABILITÀ PLUVIOMETRICA

In questo paragrafo si riportano i risultati della ricostruzione della legge intensità-durata nella regione. Questo legame viene generalmente rappresentato secondo una relazione che, in particolare nel campo delle durate da 1 a 24 ore è del tipo:

$$x_t = a \cdot t^n \quad (11)$$

Questa espressione risulta però incongruente per t che tende a zero, in quanto dà luogo ad intensità che tende ad infinito.

Per tener conto correttamente dell'andamento della curva di probabilità pluviometrica per durate inferiori all'ora si preferisce allora usare la legge a 3 parametri:

$$\bar{x}_t = x_0 \cdot \frac{t}{(1 + t/t_c)^b} \quad (12)$$

nella quale x_0 rappresenta il limite dell'intensità di pioggia per t che tende a zero. La (12) può però essere tarata affidabilmente solo avendo a disposizione un numero consistente di dati relativi a durate inferiori all'ora (v. es. Villani, 1990), in assenza dei quali il suo impiego risulta meno efficace rispetto all'impiego della (11).

Nella presente analisi, non essendo disponibili dati di pioggia di durata inferiore all'ora, si è effettuata la determinazione delle curve di probabilità pluviometriche sull'intera regione secondo la relazione (11).

Per mancanza di una suddivisione in aree omogenee, anche nella determinazione della distribuzione spaziale dei parametri a ed n nella regione non è stato possibile ricercare relazioni che facessero dipendere i suddetti parametri da variabili fisiche, quali ad esempio la quota. Si è quindi adottato ancora il criterio di ricostruire le curve isoparametriche delle variabili in questione attraverso il kriging. I dati di partenza, riportati in Appendice A (tabella A.1), sono i coefficienti a ed n stimati in ognuna delle 55 stazioni considerate tramite regressione lineare sui logaritmi.

La distribuzione delle isolinee per il parametro a (figura 6) comporta solo minime variazioni rispetto a quella delle medie dei massimi in 1 ora, poiché i due parametri sono teoricamente coincidenti. Per il parametro n si è invece ottenuto un semivariogramma omnidirezionale campionario crescente con la distanza h (figura 7a) non compatibile con l'ipotesi di stazionarietà del processo spaziale.

Analizzando la distribuzione spaziale dei dati relativi al parametro n è emersa la presenza di un trend secondo la direzione NE-SW, per eliminare il quale si è proceduto calcolando il semivariogramma (direzionale) nella direzione ortogonale al trend. In questo modo si è ottenuto un andamento costante (figura 7b), che denota peraltro assenza di correlazione spaziale nella direzione ortogonale al trend. La successiva ricostruzione tramite kriging delle stime dell'esponente n ha portato alle curve isoparametriche mostrate in figura 8.

4.1. La stima delle piogge medie areali

Con riferimento all'analisi regionale delle portate di piena al terzo livello, così come in altre applicazioni idrologiche, è necessario conoscere il valore massimo di precipitazione di durata t per fissato periodo di ritorno T relativo all'intera area A del bacino. Per la determinazione di tale valore sono necessari i seguenti elementi:

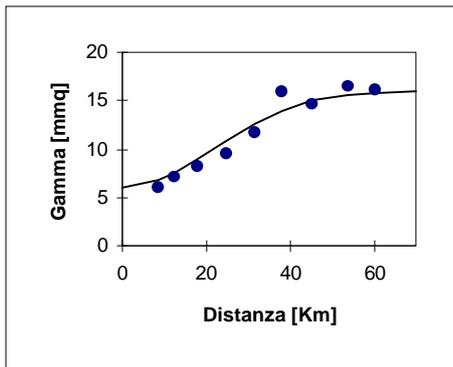
- il fattore di crescita K_T delle precipitazioni con il periodo di ritorno riferito all'area in esame
- la legge di probabilità pluviometrica \bar{x}_t , mediata sull'area
- il fattore empirico di riduzione delle piogge all'area (*fattore di riduzione areale*).

I fattori di crescita relativi alle sottozone omogenee sono stati presentati nel paragrafo 2, mentre il fattore di riduzione areale verrà discusso più avanti. Ci soffermiamo ora sulla determinazione delle leggi di probabilità pluviometriche areali a partire dall'informazione determinata dalle elaborazioni discusse al paragrafo precedente. Poiché non si sono individuate aree omogenee rispetto alle leggi di probabilità pluviometriche, la loro determinazione areale richiede uno specifico calcolo per ogni area di interesse a partire dalle isolinee delle figg. 7 e 8.

La curva di probabilità pluviometrica di un bacino viene quindi determinata a seguito di una operazione di media sui parametri a ed n della legge di pioggia (11), rappresentati attraverso curve isoparametriche. Per effettuare la media spaziale in campo lineare si può passare ai logaritmi, considerando che:

$$E[\log(\bar{x}_t)] = E[\log(a)] + \log(t) E[n] \quad (13)$$

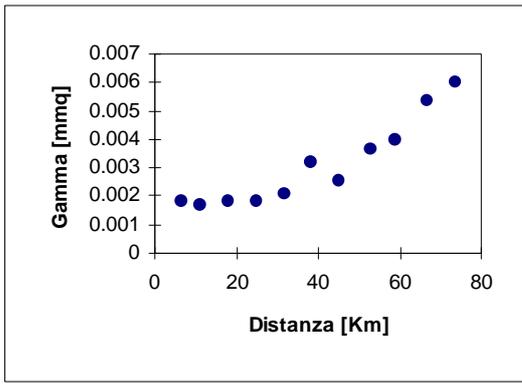
Per fornire dati utili per valutazioni idrologiche speditive, l'operazione di media areale richiede un certo impegno ed un sufficiente dettaglio di rappresentazione delle curve isoparametriche. Questa operazione è stata eseguita non solo per tutti i bacini monitorati in passato dal SIMN in Basilicata, incluse le aree comprese tra sezioni successive lungo il corso d'acqua, ma anche per celle di 10 Km di lato che ricoprono l'intero territorio lucano (figura 9).



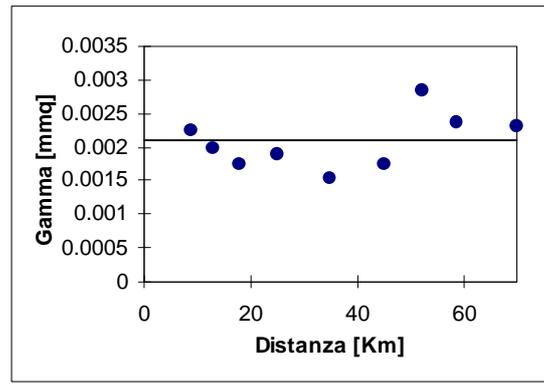
<i>Modello:</i>	gaussiano
<i>nugget [mm²]</i>	6
<i>sill [mm²]</i>	16
<i>range [Km]</i>	52



Fig. 6. *Isolinee del coefficiente α della curva di probabilità pluviometrica e semivariogramma di miglior adattamento.*



(a)



(b)

Fig. 7. Semivariogrammi dei valori relativi all'esponente n della curva di probabilità pluviometrica: (a) sperimentale; (b) dopo la rimozione del trend (nugget=0.0021 mm²)

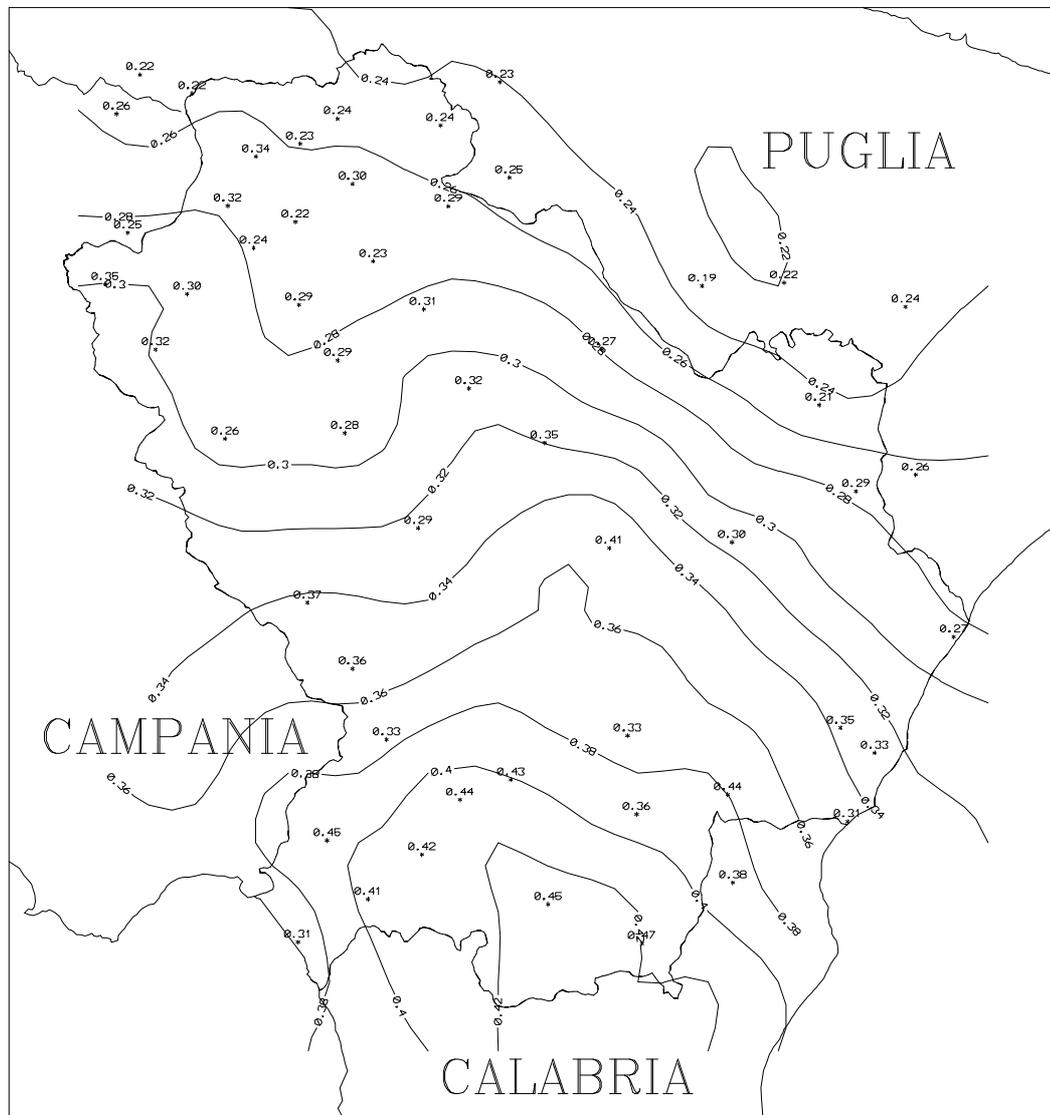


Fig. 8. Isolinee dell'esponente n della curva di probabilità pluviometrica.

4.2. Il fattore di riduzione areale

I valori dei coefficienti a ed n riportati nella tabella A.2 sono relativi a medie spaziali degli stessi parametri calcolati in base alle registrazioni di pioggia puntuali nei siti di misura. Questa operazione di media non tiene però conto delle modificazioni che intervengono nel fenomeno di precipitazione in rapporto alla sua scala spaziale. Di fatto, andrebbe considerato che con l'aumentare dell'area del bacino aumenta la probabilità di non contemporaneità dell'evento di pioggia sulla sua superficie.

Di questo aspetto si tiene conto introducendo un fattore di riduzione (*fattore di riduzione areale*) direttamente dipendente dall'area A e che rappresenta il rapporto:

$$K(A, t, T) = \frac{I_A(t, T)}{I_p(t, T)} \quad (14)$$

tra $I_A(d, T)$ il valore dell'intensità di pioggia areale, per assegnata durata t e fissato periodo di ritorno T , ed il corrispondente valore $I_p(d, T)$ dell'intensità di pioggia puntuale o da essa direttamente derivato.

Da alcune analisi svolte sull'argomento (v. es. U.S. Weather Bureau, 1957-60; Penta, 1974), risulta che la dipendenza, valida in generale, tra il fattore di riduzione areale (ARF) ed il periodo di ritorno T non è particolarmente evidente, per cui nella pratica progettuale può essere trascurata. Di conseguenza, per l'espressione che lega l'ARF all'area A del bacino ed alla durata t della pioggia si può far riferimento ad una espressione del tipo:

$$K(A, t) = 1 - f_1(A)f_2(t) \quad (15)$$

in cui le funzioni f_1 ed f_2 vanno specificate in modo empirico ma devono essere tali da soddisfare le uguaglianze: $f_1(A)=0$, per $A=0$ e $f_2(t)=1$, per $t=0$.

Eagleson (1972), elaborando dati di pioggia raccolti dall'U.S. Weather Bureau, ha proposto le seguenti espressioni per le funzioni f_1 ed f_2 precedentemente definite:

$$f_1(A) = 1 - \exp(-c_1 A); \quad f_2(t) = \exp(-c_2 t^{c_3}) \quad (16)$$

Se, come in questo caso, per la rappresentazione delle leggi di probabilità pluviometrica delle piogge puntuali ed areali vengono usate delle relazioni di potenza:

$$I_p = a t^{(n-1)}; \quad I_A = a' t^{(n'-1)} \quad (17)$$

per la definizione di fattore di riduzione areale, si ha:

$$K(A, t) = \frac{a'}{a} t^{(n'-n)} \quad (18)$$

Componendo la (18) con le (15) e (16), si ha (Villani, 1990):

$$\frac{a'}{a} = 1 - c_1 e^{-c_2 A} + \frac{1}{2} c_1^2 e^{-c_2 A^2} \quad (19)$$

$$n' - n = K_1 A \quad (20)$$

Penta (1974) ha ricavato i coefficienti c_1 e c_2 relativi alla Basilicata, che risultano pari a:

$$c_1 = 2.1 \cdot 10^{-3}; \quad c_2 = 0.53$$

Ammettendo che nella seconda delle (16) valga (Eagleson, 1972)

$$c_3 = 0.25$$

risulta poi (Villani, 1990):

$$K_1 = 1.44 \times 10^{-4}$$

con il che siamo in grado di determinare a' ed n' noti a ed n .

Poiché l'applicazione di questo metodo è limitata a bacini di area compresa tra 10 e 2000 Km², per il bacino del Bradano a Tavole Palatine, avente area pari a 2823 Km², si è ritenuto non corretto usare i risultati sopra riportati. Ai fini applicativi la cosa non pone significativi problemi, in quanto la valutazione delle piene a valle della sezione di S. Giuliano è, ovviamente, in tutto condizionata dalla presenza della omonima diga.

I valori dei parametri a' ed n' , calcolati con la procedura sopra esposta per tutte le aree individuate dalle sezioni idrometriche del SIMN, sono riportati in Appendice A (tabella A.4).

5. CONSIDERAZIONI CONCLUSIVE

Le elaborazioni svolte in questo lavoro sono state finalizzate al conseguimento dell'obiettivo finale di fornire le curve areali di probabilità pluviometrica, necessarie per la valutazione indiretta della piena annua media. Con rispetto a questo obiettivo sono stati forniti tutti gli elementi utili, con un sufficiente dettaglio di rappresentazione spaziale.

Ciò nondimeno, anche sulla base dei risultati qui presentati, è possibile approfondire ulteriormente l'analisi delle piogge di breve durata, essenzialmente in due direzioni. La prima è quella di allargare la base dei dati includendo stazioni anche lontane dall'area in esame, per meglio evidenziare tendenze di variabilità spaziale dei parametri di cui si possa tener conto esplicitamente. La seconda concerne l'analisi della relazione intensità-durata per piogge di durata inferiore all'ora, i cui risultati sono di interesse quando i tempi di risposta del bacino sono molto brevi, come avviene in piccoli bacini ed in ambiente urbano.

6. BIBLIOGRAFIA

- Bruno R., Raspa G., *La pratica della geostatistica lineare*, Guerini Studio, Milano, 1994.
- Cressie N. A. C., *Statistics for Spatial Data*, John Wiley & Sons, New York, 1991.
- Dell'Aera M., Analisi regionale delle precipitazioni giornaliere massime annuali della Basilicata, *rapporto interno n.335*, CNR-IRPI, Rende (CS), 1991.
- de Marsily G., *Quantitative Hydrogeology*, Academic Press, London, 1986.
- Eagleson P.S. Dynamics of flood frequency, *Water Resour. Res.*, Vol.8, n.4, 878-898, 1972.
- Fiorentino, M., S. Gabriele, F. Rossi, P. Versace, Hierarchical approach for regional flood frequency analysis, in: V. P. Singh (ed.), *Regional flood frequency analysis*, 35-49, D. Reidel, Norwell, Mass, 1987.
- Franchini M., G. Galeati. La regionalizzazione delle piogge intense mediante il modello TCEV. Un'applicazione alla regione Romagna Marche, *Idrotecnica*, n.5, 237-253, 1994.
- Gabriele S., Iiritano G. Analisi regionale delle piogge in Basilicata, *rapporto interno n.414*, CNR-IRPI, Rende (Cs), 1994.
- Isaaks E.H., R.M. Srivastava, 1989, *An introduction to applied geostatistics*, Oxford Un. Press, 1989.
- Journel A.G., Huijbregts C.J. *Mining geostatistics*. Academic Press, 600 pp., 1978.
- Penta A. Distribuzione di probabilità del massimo annuale dell'altezza di pioggia giornaliera su un bacino, Atti XIV Convegno di Idraulica e Costruzioni Idrauliche, Napoli, 1974.
- Rossi F., Versace P. Criteri e metodi per l'analisi statistica delle piene. *Valutazione delle piene*, C.N.R. - P.F. *conservazione del suolo n.165*, pp. 63-130, 1982.
- Rossi F., Fiorentino M., Versace P. Two component extreme value distribution for flood frequency analysis, *Water Resour. Res.*, Vol. 20, n.7, pp.847-856, 1984.
- Rossi F., Villani P. (a cura di) *Valutazione delle piene in Campania*, CNR-GNDCI e Dipartimento di Ingegneria Civile dell'Università di Salerno, Salerno, 1995
- Versace P., Ferrari E., Gabriele S., Rossi F. *Valutazione delle piene in Calabria*, CNR-IRPI, Cosenza, 1989.
- Versace, P. (a cura di) Descrizione della procedura VAPI, in: AA.VV., *La valutazione delle piene in Italia*, CNR-GNDCI, L1, rapporto preliminare non pubblicato, 1994.
- Villani P. Alcune considerazioni sul fattore di riduzione areale e sulla sua influenza nella derivazione della piena annuale media, in F. Rossi (a cura di), *Previsione e prevenzione degli eventi idrologici estremi e loro controllo*, Rapporto 1988, CNR-GNDCI, L1, Roma, 1990.
- U.S. Weather Bureau, 1957-1960. Rainfall intensity-frequency regime 1-5, *Tech. Paper N. 29*, Washington D.C.