

# **ANALISI REGIONALE DELLE PIOGGE BREVI IN BASILICATA**

*Pierluigi Claps e Eugenio Straziuso*

*Dipartimento di Ingegneria e Fisica dell'Ambiente,*

*Università' della Basilicata, Potenza.*

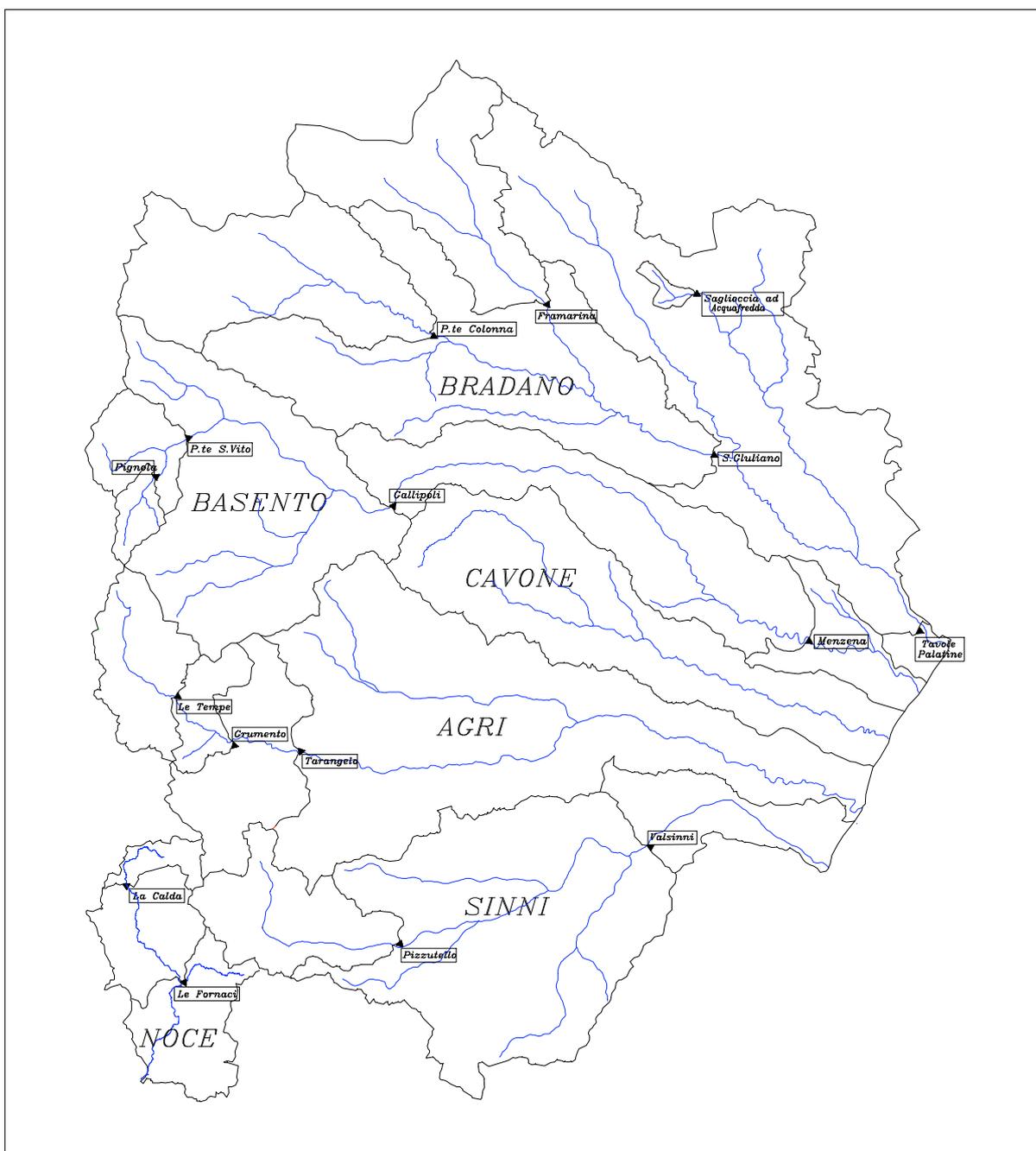
## **1. INTRODUZIONE**

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 Km<sup>2</sup>. 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.

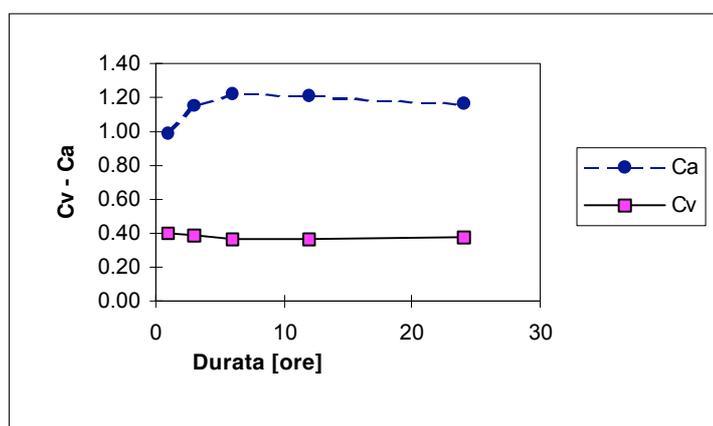
## 2. ANALISI REGIONALE AL PRIMO E AL SECONDO LIVELLO DI REGIONALIZZAZIONE

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  $\Theta^*$  e  $\Lambda^*$  della TCEV. Al II livello sono invece presenti due sottozone omogenee (nord e sud-ovest) nelle quali è costante anche il valore del parametro  $\Lambda_1$ .

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:

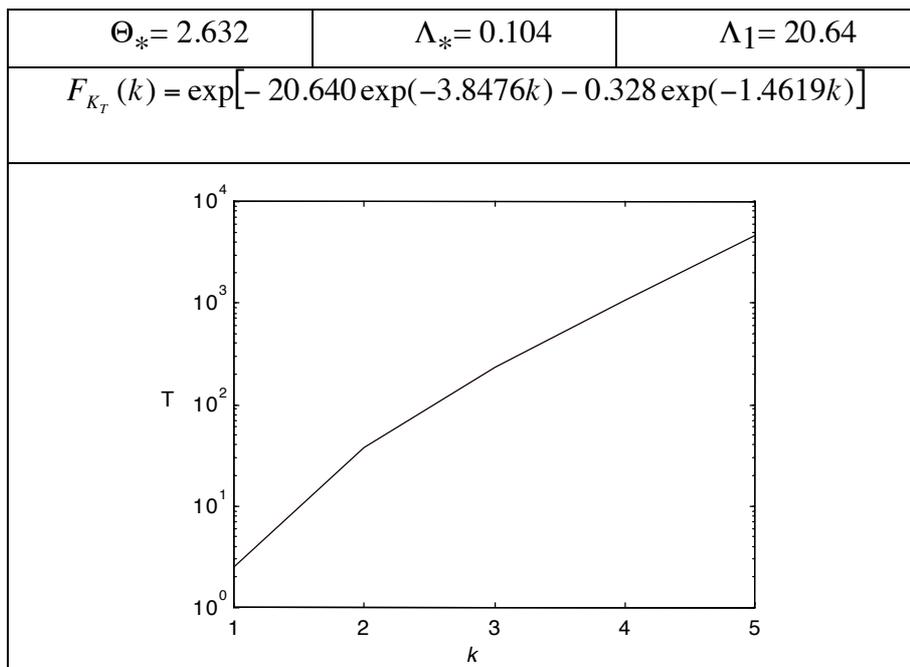
$$F_{K_T}(k) = \exp\left[-\Lambda_1 \exp\left(-\frac{k}{\Theta_1}\right) - \Lambda_2 \exp\left(-\frac{k}{\Theta_2}\right)\right] \quad (2)$$

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

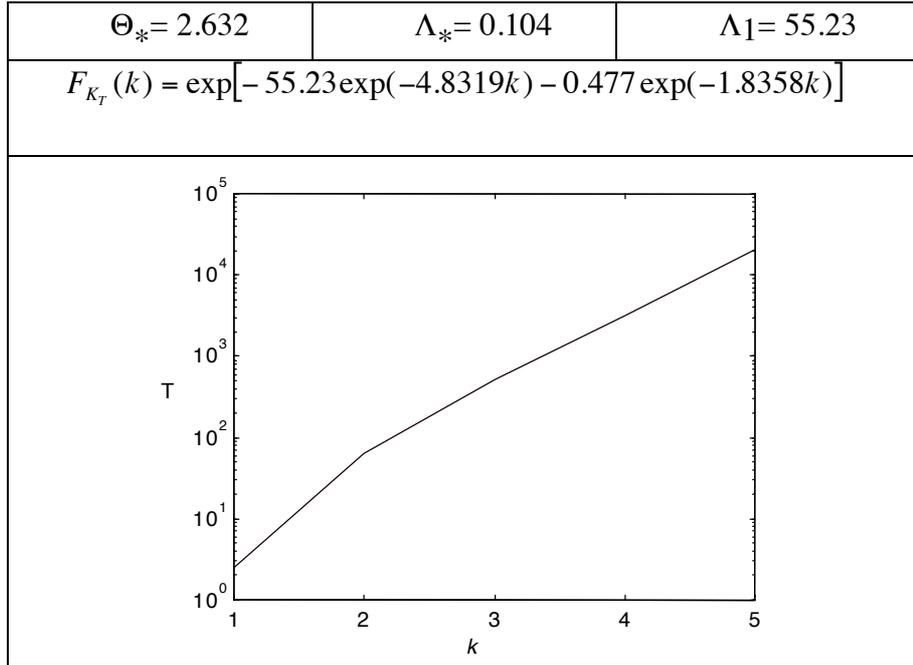
$$\mu = E[K_T] = \Theta_1 \left[ \ln \Lambda_1 + 0.57722 \right] - \sum_{j=1}^{\infty} \frac{(-1)^j \Lambda_*^j}{j!} \Gamma(j / \Theta_*) \quad (3)$$

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

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

con

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

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  $\eta$  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	$a$	$b$	$T_0$	$\eta$
<i>A (nord)</i>	-0.8804	0.7348	-0.2633	3.8678
<i>B (sud-ovest)</i>	-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:

$$Cov[z(P_i), z(P_j)] == E[(z(P_i) - \mu) \cdot (z(P_i + h) - \mu)] = Cov[z(P_i), z(P_i + h)] \quad (8)$$

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:

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

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:

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

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:

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

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:

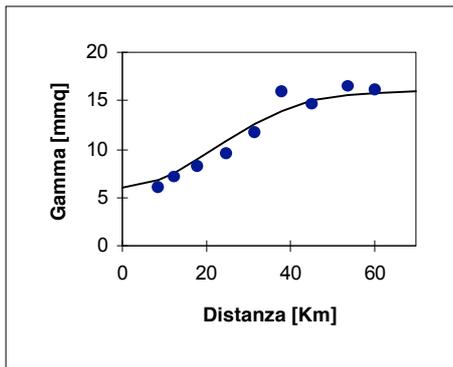
- il fattore di crescita  $K_T$  delle precipitazioni con il periodo di ritorno riferito all'area in esame
- la legge di probabilità pluviometrica  $\bar{x}_t$  mediata sull'area
- il fattore empirico di riduzione delle piogge all'area (*fattore di riduzione areale*).

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:

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

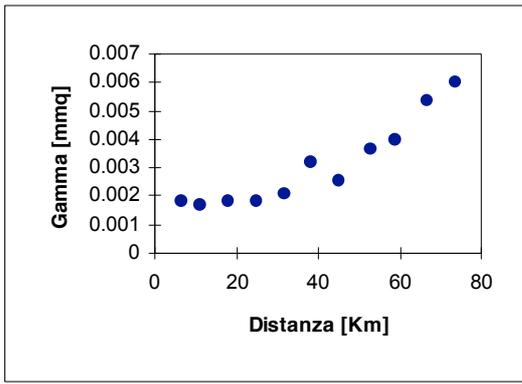
Per fornire dati utili per valutazioni idrologiche speditive, l'operazione di media areale richiede un certo impegno ed un sufficiente dettaglio di rappresentazione delle curve isoparametriche. Questa operazione è stata eseguita non solo per tutti i bacini monitorati in passato dal SIMN in Basilicata, 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).



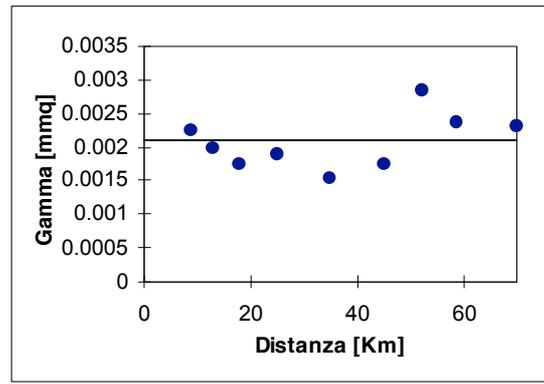
<i>Modello:</i>	gaussiano
<i>nugget [mm<sup>2</sup>]</i>	6
<i>sill [mm<sup>2</sup>]</i>	16
<i>range [Km]</i>	52



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

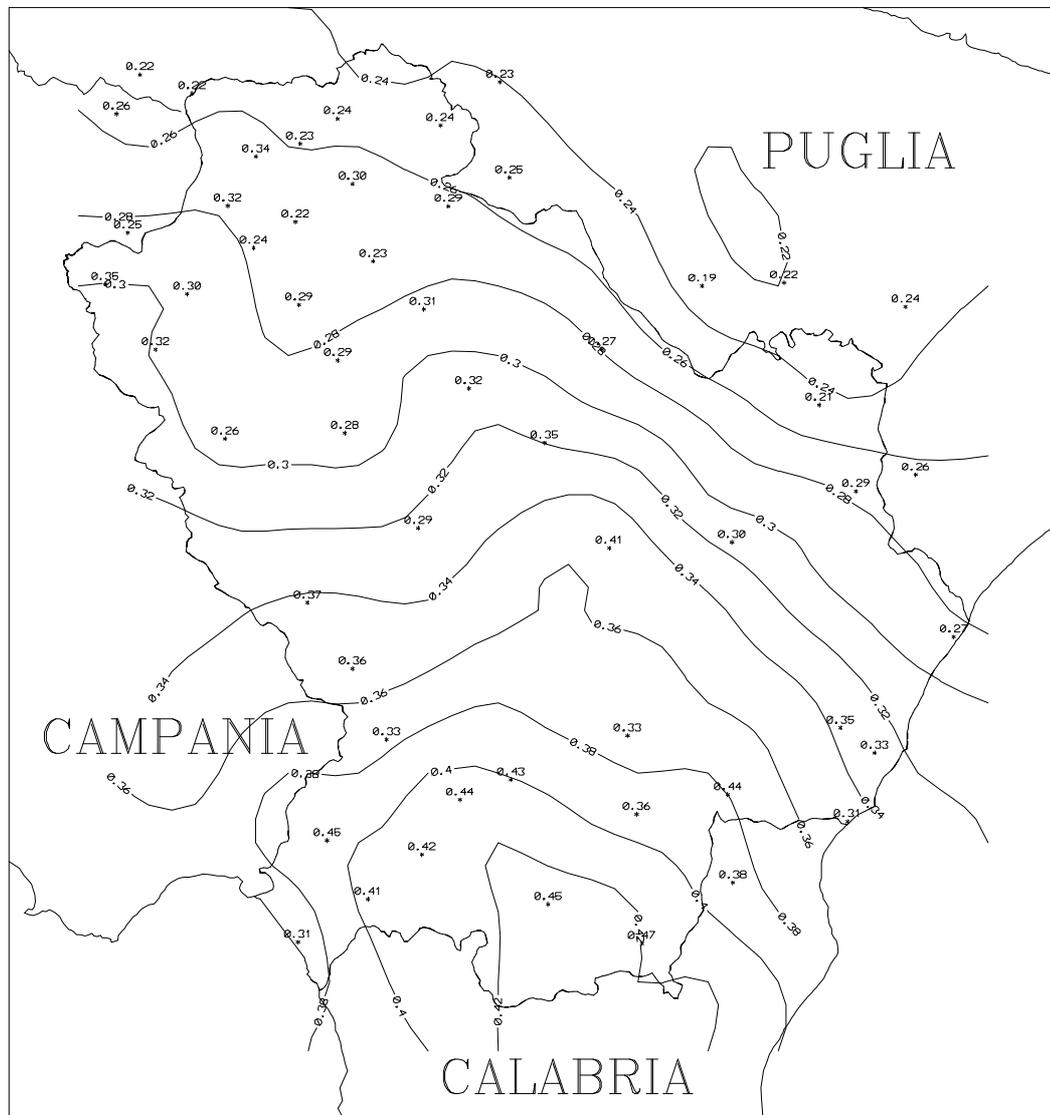


(a)



(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 mm<sup>2</sup>)



**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 Km<sup>2</sup>, per il bacino del Bradano a Tavole Palatine, avente area pari a 2823 Km<sup>2</sup>, 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-GNDICI 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-GNDICI, 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-GNDICI, L1, Roma, 1990.
- U.S. Weather Bureau, 1957-1960. Rainfall intensity-frequency regime 1-5, *Tech. Paper N. 29*, Washington D.C.

# *Appendice A*

*Tab. A.1. Stime puntuali dei parametri della curva di probabilità pluviometrica*

<i>Stazione</i>	<i>a</i>	<i>n</i>		<i>Stazione</i>	<i>a</i>	<i>n</i>
Acerenza	19.96	0.31		Monticchio Bagni	23.77	0.32
Altamura	27.25	0.22		Muro Lucano	22.91	0.32
Anzi	19.20	0.29		Nova Siri Scalo	32.40	0.31
Atella	24.06	0.24		Oriolo	29.14	0.38
Calitri	24.48	0.25		Palazzo San Gervasio	20.88	0.29
Castel Lagopesole	23.70	0.29		Pescopagano	24.59	0.35
Castelsaraceno	22.06	0.44		Picerno	20.97	0.26
Cogliandrino	24.68	0.42		Policoro	24.69	0.33
Diga Rendina	22.49	0.23		Potenza	22.51	0.28
Ferrandina	22.62	0.30		Recoleta	20.87	0.35
Forenza	26.29	0.23		Ripacandida	26.30	0.22
Ginosa	30.27	0.26		Rocchetta S. Antonio	26.13	0.22
Gravina in Puglia	34.16	0.19		Rocchetta S. A. scalo	25.58	0.22
Irsina	23.06	0.27		S. Arcangelo	20.50	0.33
Isca di Tramutola	18.99	0.36		S. Chirico Raparo	16.52	0.43
Lacedonia	26.23	0.26		S. Fele	22.42	0.30
Lagonegro	29.35	0.45		S. Mauro Forte	21.35	0.41
Lauria inferiore	32.43	0.41		S. Nicola di Avigliano	18.76	0.29
Lavello	24.68	0.24		S. Severino Lucano	20.15	0.45
Maratea	31.51	0.31		Santeramo in Colle	29.02	0.24
Marsico Nuovo	20.09	0.37		Senise	22.22	0.36
Matera	28.35	0.21		Spinazzola	24.62	0.25
Melfi	23.17	0.34		Terranova del Pollino	22.80	0.47
Metaponto	28.20	0.27		Tolve	19.62	0.32
Minervino	30.66	0.23		Tricarico	19.66	0.35
Moliterno	23.48	0.33		Valsinni	25.26	0.44
Montemilone	25.03	0.24		Venosa	21.49	0.30
Montescaglioso	26.77	0.29				

*Tab. A.2. Medie areali dei parametri della curva di probabilità pluviometrica*

<i>Bacino</i>	<i>Sezione</i>	<i>Area [Km<sup>2</sup>]</i>	<i>a</i>	<i>n</i>
Bradano	<b>P.te Colonna</b>	461.59	22.20	0.283
	<b>Basentello a Framarina</b>	377.36	25.41	0.256
	<b>S.Giuliano escluso P.te Colonna e Framarina</b>	818.46	23.45	0.287
	<b>S. Giuliano</b>	1657.41	23.52	0.279
	<b>Saglioccia ad Acquafredda</b>	15.29	27.99	0.232
	<b>Tavole Palatine escluso Saglioccia ad Acquafredda e S. Giuliano</b>	1150.85	26.22	0.250
	<b>Tav. Palatine</b>	2823.55	25.26	0.252
	Basento	<b>Pignola</b>	42.4	21
<b>P.te S. Vito escluso Pignola</b>		107	20.99	0.298
<b>P.te S. Vito</b>		149.4	20.95	0.302
<b>Gallipoli escluso P.te S.Vito</b>		703.9	20.30	0.318
<b>Gallipoli</b>		853.3	20.41	0.315
<b>Menzena escluso Gallipoli</b>		549.52	23.26	0.314
<b>Menzena</b>		1402.82	21.48	0.315
Agri	<b>Le Tempe</b>	173.3	21.22	0.347
	<b>Grumento escluso Le Tempe</b>	81.59	21.04	0.355
	<b>Grumento</b>	254.89	21.16	0.349
	<b>Tarangelo escluso Grumento</b>	254.09	21.98	0.374
	<b>Tarangelo</b>	508.98	21.56	0.362
Sinni	<b>Pizzutello</b>	232.45	21.56	0.362
	<b>Valsinni escluso Pizzutello</b>	907.75	22.85	0.404
	<b>Valsinni</b>	1140.20	23.13	0.405
Noce	<b>La Calda</b>	40.43	26.15	0.388
	<b>Le Fornaci escluso La Calda</b>	142.82	28.51	0.393
	<b>Le Fornaci</b>	183.25	27.97	0.392

*Tab. A.3/1. Valori medi per celle dei parametri della curva di probabilità pluviometrica*

Numero cella	X (Km)	Y (Km)	log(a)	n
5	2585	4415	1.477	0.381
6	2595	4415	1.457	0.398
7	2605	4415	1.431	0.412
8	2615	4415	1.407	0.420
9	2625	4415	1.406	0.420
10	2635	4415	1.414	0.420
18	2575	4425	1.455	0.372
19	2585	4425	1.477	0.380
20	2595	4425	1.455	0.403
21	2605	4425	1.414	0.414
22	2615	4425	1.379	0.420
23	2625	4425	1.376	0.420
24	2635	4425	1.399	0.415
32	2575	4435	1.467	0.375
33	2585	4435	1.465	0.390
34	2595	4435	1.437	0.404
35	2605	4435	1.382	0.416
36	2615	4435	1.345	0.420
37	2625	4435	1.350	0.417
38	2635	4435	1.390	0.403
39	2645	4435	1.415	0.384
47	2585	4445	1.427	0.386
48	2595	4445	1.395	0.399
49	2605	4445	1.342	0.409
50	2615	4445	1.315	0.406
51	2625	4445	1.332	0.394
52	2635	4445	1.370	0.389
53	2645	4445	1.408	0.377
54	2655	4445	1.415	0.355
55	2665	4445	1.423	0.340
61	2585	4455	1.378	0.370
62	2595	4455	1.351	0.377

*Tab. A.3/2. Valori medi per celle dei parametri della curva di probabilità pluviometrica*

Numero cella	X (Km)	Y (Km)	log(a)	n
63	2605	4455	1.317	0.389
64	2615	4455	1.301	0.385
65	2625	4455	1.321	0.377
66	2635	4455	1.349	0.372
67	2645	4455	1.377	0.364
68	2655	4455	1.395	0.346
69	2665	4455	1.414	0.325
74	2575	4465	1.363	0.350
75	2585	4465	1.336	0.354
76	2595	4465	1.317	0.356
77	2605	4465	1.301	0.366
78	2615	4465	1.304	0.370
79	2625	4465	1.321	0.367
80	2635	4465	1.339	0.361
81	2645	4465	1.363	0.347
82	2655	4465	1.380	0.331
83	2665	4465	1.407	0.310
84	2675	4465	1.434	0.295
87	2565	4475	1.356	0.333
88	2575	4475	1.339	0.338
89	2585	4475	1.318	0.341
90	2595	4475	1.301	0.339
91	2605	4475	1.301	0.347
92	2615	4475	1.311	0.360
93	2625	4475	1.326	0.359
94	2635	4475	1.341	0.347
95	2645	4475	1.365	0.331
96	2655	4475	1.391	0.309
97	2665	4475	1.419	0.293
98	2675	4475	1.443	0.279
101	2565	4485	1.342	0.323
102	2575	4485	1.333	0.319

*Tab. A.3/3. Valori medi per celle dei parametri della curva di probabilità pluviometrica*

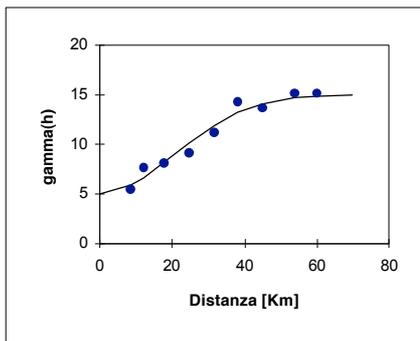
Numero cella	X (Km)	Y (Km)	log(a)	n
91	2605	4475	1.301	0.347
92	2615	4475	1.311	0.360
93	2625	4475	1.326	0.359
94	2635	4475	1.341	0.347
95	2645	4475	1.365	0.331
96	2655	4475	1.391	0.309
97	2665	4475	1.419	0.293
98	2675	4475	1.443	0.279
101	2565	4485	1.342	0.323
102	2575	4485	1.333	0.319
103	2585	4485	1.316	0.320
104	2595	4485	1.301	0.322
105	2605	4485	1.301	0.333
106	2615	4485	1.316	0.346
107	2625	4485	1.334	0.347
108	2635	4485	1.355	0.327
109	2645	4485	1.380	0.307
110	2655	4485	1.407	0.294
111	2665	4485	1.435	0.280
112	2675	4485	1.435	0.280
116	2575	4495	1.336	0.299
117	2585	4495	1.320	0.299
118	2595	4495	1.311	0.304
119	2605	4495	1.304	0.322
120	2615	4495	1.321	0.327
121	2625	4495	1.342	0.322
122	2635	4495	1.377	0.303
123	2645	4495	1.405	0.281
124	2655	4495	1.428	0.270
125	2665	4495	1.447	0.260
126	2675	4495	1.455	0.260
131	2585	4505	1.331	0.287

*Tab. A.3/4. Valori medi per celle dei parametri della curva di probabilità pluviometrica*

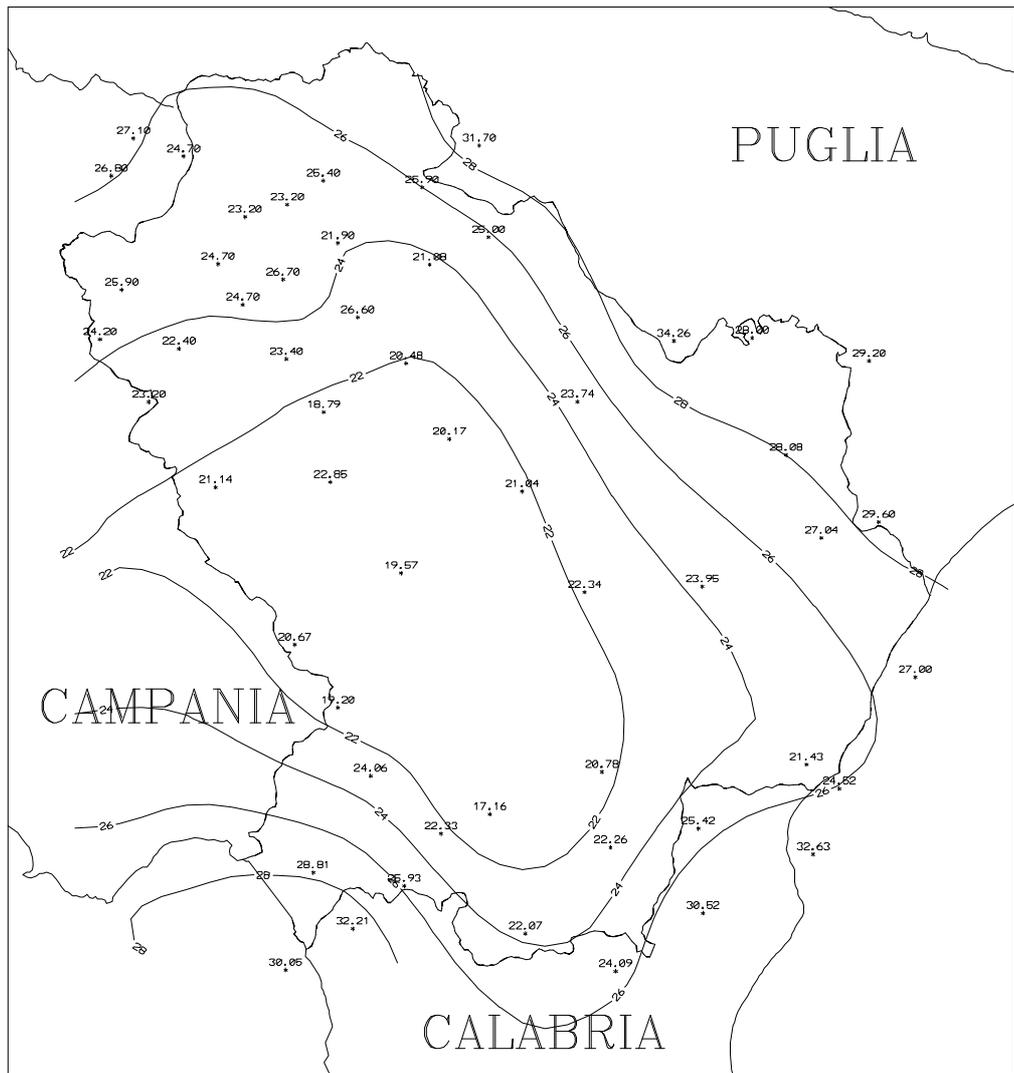
Numero cella	X (Km)	Y (Km)	log(a)	n
132	2595	4505	1.324	0.298
133	2605	4505	1.322	0.310
134	2615	4505	1.334	0.306
135	2625	4505	1.366	0.292
136	2635	4505	1.405	0.275
137	2645	4505	1.431	0.257
138	2655	4505	1.447	0.240
139	2665	4505	1.455	0.240
145	2585	4515	1.348	0.280
146	2595	4515	1.339	0.285
147	2605	4515	1.341	0.291
148	2615	4515	1.357	0.286
149	2625	4515	1.397	0.270
150	2635	4515	1.442	0.248
151	2645	4515	1.447	0.233
152	2655	4515	1.455	0.230
153	2665	4515	1.455	0.235
159	2585	4525	1.374	0.273
160	2595	4525	1.356	0.272
161	2605	4525	1.356	0.272
162	2615	4525	1.384	0.264
163	2625	4525	1.423	0.254
164	2635	4525	1.447	0.235
165	2645	4525	1.455	0.220
166	2655	4525	1.455	0.220
167	2665	4525	1.455	0.220
175	2605	4535	1.382	0.258
176	2615	4535	1.412	0.250
177	2625	4535	1.441	0.240
178	2635	4535	1.452	0.230
190	2615	4545	1.441	0.241
191	2625	4545	1.447	0.235

**Tab. A.4.** Valori medi areali dei coefficienti  $a$  ed  $n$  calcolati tenendo conto dell' ARF

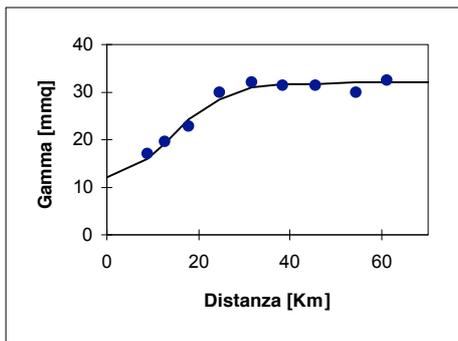
<i>Bacino</i>	<i>Sezione</i>	<i>Area [Km<sup>2</sup>]</i>	<i>a'</i>	<i>n'</i>
Bradano	<b>P.te Colonna</b>	461.59	14.09	0.349
	<b>Basentello a Framarina</b>	377.36	17.22	0.310
	<b>S.Giuliano</b> escluso P.te Colonna e Framarina	818.46	12.12	0.405
	<b>S. Giuliano</b>	1657.41	10.10	0.518
	<b>Saglioccia ad Acquafredda</b>	15.29	27.47	0.234
	<b>Tavole Palatine</b> escluso Saglioccia ad Acquafredda e S. Giuliano	1150.85	12.16	0.416
	<b>Tav. Palatine</b>	2823.55	====	====
	Basento	<b>Pignola</b>	42.4	19.80
<b>P.te S. Vito</b> escluso Pignola		107	18.50	0.313
<b>P.te S. Vito</b>		149.4	17.63	0.323
<b>Gallipoli</b> escluso P.te S.Vito		703.9	11.07	0.419
<b>Gallipoli</b>		853.3	10.40	0.438
<b>Menzena</b> escluso Gallipoli		549.52	13.89	0.393
<b>Menzena</b>		1402.82	9.50	0.517
Agri	<b>Le Tempe</b>	173.3	17.41	0.372
	<b>Grumento</b> escluso Le Tempe	81.59	19.09	0.367
	<b>Grumento</b>	254.89	16.00	0.386
	<b>Tarangelo</b> escluso Grumento	254.09	16.63	0.410
	<b>Tarangelo</b>	508.98	13.23	0.435
Sinni	<b>Pizzutello</b>	232.45	18.71	0.443
	<b>Valsinni</b> escluso Pizzutello	907.75	11.40	0.535
	<b>Valsinni</b>	1140.20	10.75	0.569
Noce	<b>La Calda</b>	40.43	24.90	0.394
	<b>Le Fornaci</b> escluso La Calda	142.82	24.16	0.413
	<b>Le Fornaci</b>	183.25	22.71	0.418



<i>Modello:</i>	gaussiano
<i>nugget [mm<sup>2</sup>]</i>	5
<i>sill [mm<sup>2</sup>]</i>	10
<i>range [Km]</i>	50



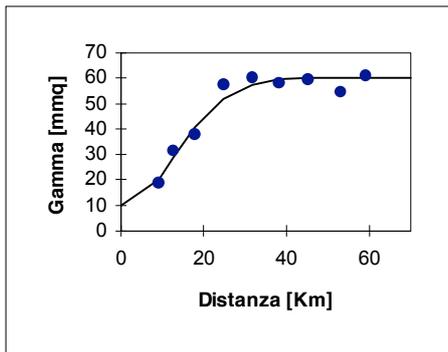
**Fig A.1.** *Isolinee delle medie dei massimi in 1 ora e semivariogramma di miglior adattamento.*



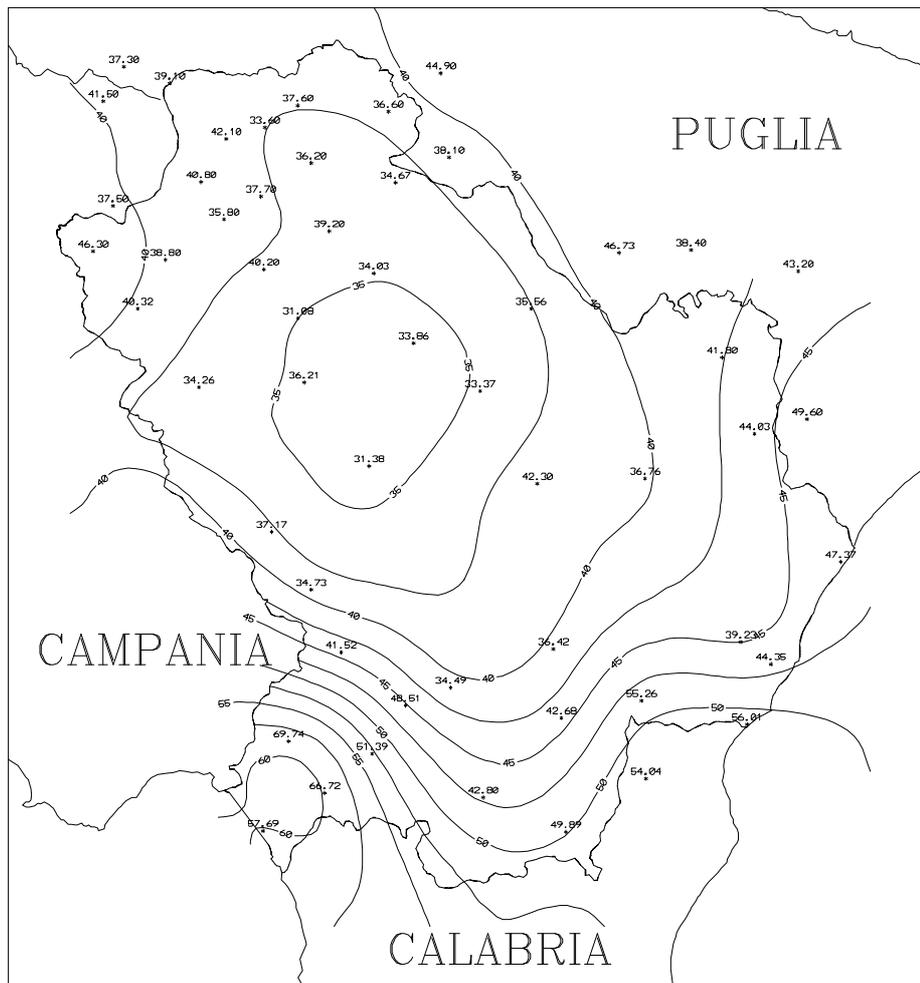
<i>Modello:</i>	gaussiano
<i>nugget [mm<sup>2</sup>]</i>	12
<i>sill [mm<sup>2</sup>]</i>	32
<i>range [Km]</i>	32



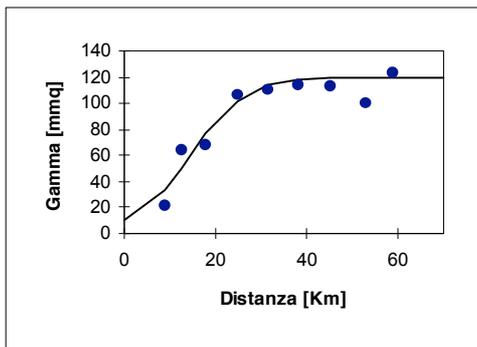
**Fig A.2.** *Isolinee delle medie dei massimi in 3 ore e semivariogramma di miglior adattamento.*



<i>Modello:</i>	gaussiano
<i>nugget [mm<sup>2</sup>]</i>	10
<i>sill [mm<sup>2</sup>]</i>	60
<i>range [Km]</i>	32



**Fig A.3.** *Isolinee delle medie dei massimi in 6 ore e semivariogramma di miglior adattamento.*



<i>Modello:</i>	gaussiano
<i>nugget [mm<sup>2</sup>]</i>	10
<i>sill [mm<sup>2</sup>]</i>	120
<i>range [Km]</i>	32



**Fig A.4.** *Isolinee delle medie dei massimi in 12 ore e semivariogramma di miglior adattamento.*



## *Appendice B*

- Tabella B.1*** *Elenco delle stazioni pluviografiche.*
- Tabella B.2*** *Caratteristiche delle stazioni pluviografiche.*
- Tabella B.3*** *Massimi annuali delle piogge orarie: anni di funzionamento delle stazioni pluviografiche.*
- Tabella B.4*** *Serie storiche dei massimi annuali delle piogge orarie.*
- Tabella B.5*** *Elementi statistici caratteristici delle serie storiche dei massimi annuali delle piogge orarie.*